

Die Conjoint-Analyse: eine Einführung in das Verfahren mit einem Ausblick auf mögliche sozialwissenschaftliche Anwendungen

Klein, Markus

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Klein, M. (2002). Die Conjoint-Analyse: eine Einführung in das Verfahren mit einem Ausblick auf mögliche sozialwissenschaftliche Anwendungen. *ZA-Information / Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung*, 50, 7-45. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-199069>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Die Conjoint-Analyse

Eine Einführung in das Verfahren mit einem Ausblick auf mögliche sozialwissenschaftliche Anwendungen

von Markus Klein

Zusammenfassung

Die Conjoint-Analyse ermöglicht die Dekomposition globaler Präferenzurteile. Sie hat bislang nur in der empirischen Marktforschung größere Verbreitung gefunden. Es wird eine kurze Einführung in das Verfahren und ein Ausblick auf mögliche Anwendungen in der empirischen Sozialforschung gegeben.

Abstract

Conjoint-Analysis enables the researcher to decompose global preference judgments. It is primarily used in the field of marketing research. A short introduction to Conjoint-Analysis is provided and possible applications in empirical social research are presented.

1 Einleitung

Die *Conjoint-Analyse* – auch *Conjoint-Measurement*, *Trade-Off-Analyse*, *Verbundmessung* oder *konjunkte Analyse* genannt – wurde 1964 in ihren mathematischen Grundzügen der wissenschaftlichen Öffentlichkeit vorgestellt (**Luce/Tukey** 1964) und fand zunächst nur in der Psychologie Aufmerksamkeit. 1971 wurde sie in den USA erstmals auf Fragestellungen des Marketing angewandt (**Green/Rao** 1971) und erlebte in diesem Wissenschaftszweig in den darauffolgenden Jahren einen ungeheueren Aufschwung (vgl. **Cattin/Wittink** 1982; **Wittink/Cattin** 1989). In Europa vollzog sich diese Entwicklung mit einer leichten Zeitverzögerung. Mittlerweile stellt die Conjoint-Analyse aber auch in Europa den „state of the art“ der empirischen Marktforschung dar (**Wittink/Vriens/Burhenne** 1994).

Dass die Conjoint-Analyse gerade in der Marktforschung eine derart große Verbreitung gefunden hat, lässt sich relativ leicht erklären: „Jedes von einem Unternehmen erstellte Gut kann als eine Kombination aus spezifischen Produkteigenschaften mit bestimmten Merk-

malsausprägungen charakterisiert werden. Die Grundstruktur eines Gutes entspricht [damit] der Darstellungsform von Untersuchungsobjekten in Conjoint-Analysen“ (**Benna** 1998: 65).¹ So können beispielsweise die vom Volkswagen Konzern produzierten Automobile über die jeweils konkreten Ausprägungen mehrerer Attribute charakterisiert werden: Marke (VW, Audi, Skoda, Seat), Motor (Benzin, Diesel), Leistung (90 PS, 110 PS, 130 PS), Preis (15.000 €, 20.000 €, 25.000 €) usw. Der Kunde entscheidet sich letztlich also immer für eine konkrete Kombination dieser Eigenschaftsausprägungen (Skoda mit 90 PS Dieselmotor für 15.000 €). Das Marketing-Management von Volkswagen wird nun daran interessiert sein, wie sich die Ausprägungen dieser verschiedenen Produktattribute im Prozess der Kaufentscheidung relativ zueinander gewichten. Orientieren sich die Kunden stärker an der technischen Ausstattung des Fahrzeugs oder an der Marke? Wird die Marke Volkswagen besser bewertet als die Marke Skoda? All diese Fragen können mit Hilfe einer Conjoint-Analyse beantwortet werden. Dabei werden den Befragten mehrere hypothetische Fahrzeuge präsentiert, die sich durch eine jeweils unterschiedliche Kombination der untersuchten Eigenschaftsausprägung auszeichnen (z.B. VW mit 130 PS Benzinmotor für 20.000 €, Seat mit 90 PS Dieselmotor für 20.000 €, Skoda mit 130 PS Dieselmotor für 25.000 € usw.). Die potentiellen Kunden werden dann gebeten, diese verschiedenen Fahrzeuge dahingehend zu bewerten, inwieweit sie ihren persönlichen Wünschen entsprechen. Die Besonderheit der Conjoint-Analyse besteht dabei darin, dass die verschiedenen Fahrzeuge von den Befragten *ganzheitlich* bewertet werden müssen. Auf der Grundlage dieser Globalbewertung werden anschließend die Beiträge der verschiedenen Fahrzeugeigenschaften zum subjektiv wahrgenommenen Gesamtnutzen eines Fahrzeugs ermittelt.

Die Conjoint-Analyse kann potentiell also immer dann zur Anwendung gelangen, wenn Präferenzen für sog. *multiattributive* Objekte untersucht werden sollen, die über die jeweils spezifischen Ausprägungen mehrerer Objektattribute charakterisiert werden können. Mit dem Begriff der *Präferenz* wird dabei das Ergebnis eines von einer Person vorgenommenen Nutzenvergleichs bezeichnet, der sich auf eine bestimmte Menge solcher Beurteilungsobjekte bezieht, das sog. *evoked set* (**Howard/Sheth** 1969: 26ff.). In den Sozialwissenschaften ist die Conjoint-Analyse bislang weitgehend unbekannt geblieben², obgleich auch viele Untersuchungsgegenstände der empirischen Sozialforschung *multiattributive* Objekte darstellen, so z.B. Tarifverträge (**Bauer/Thomas** 1984), Gesellschaften (**Shamir/Shamir** 1995), Kandidaten für politische Ämter (**Mevorach** 1997; **Herrmann/Huber/Braunstein** 1999) oder Wahlplattformen (**Klein** 2002a,b). Der vorliegende Aufsatz

1 Darüber hinaus entspricht die Conjoint-Analyse in ihrer Grundstruktur aber auch der sog. *Neuen Nachfrage-theorie* (**Lancaster** 1966, 1971), in deren Rahmen davon ausgegangen wird, dass nicht die nachgefragten Güter selbst, sondern deren verschiedenen Eigenschaften dem Konsumenten einen Nutzen stiften.

2 In den Sozialwissenschaften lassen sich nur einige wenige Anwendungen der mit der Conjoint-Analyse eng verwandten aber nicht identischen *Vignetten-Analyse* finden (vgl. exemplarisch **Dülmer** 2000, 2001; **Beck/Opp** 2001).

gibt vor diesem Hintergrund einen Überblick über das Verfahren der Conjoint-Analyse sowie einen kurzen Ausblick auf mögliche Anwendungen in der empirischen Sozialforschung.

2 Das multiattributive Präferenzstrukturmodell

Im Rahmen der Conjoint-Analyse wird die Präferenzbildung für multiattributive Objekte untersucht. Das Zustandekommen der Gesamtnutzenzuschreibung zu den verschiedenen Beurteilungsobjekten des evoked set kann mit Hilfe des sog. *multiattributiven Präferenzstrukturmodells* untersucht werden, das den Beitrag einzelner Objektattribute zum subjektiven wahrgenommenen Gesamtnutzen eines Objekts modelliert. Dieses Modell lässt sich in formaler Schreibweise wie folgt darstellen (vgl. **Benna** 1998: 50f.): Gegeben sei eine Menge von insgesamt O Beurteilungsobjekten, die über jeweils M Attribute charakterisiert werden können. Die M Attribute weisen dabei jeweils A_m ($m=1,2,\dots,M$) Ausprägungen auf. Die Eigenschaften v eines Objektes o (aus $o=1,2,\dots,O$) lassen sich dann wie folgt in einem Vektor darstellen:

$$\underline{v}_o = (v_{o1}, v_{o2}, \dots, v_{om}, \dots, v_{oM})$$

mit:

$$\begin{aligned} \underline{v}_o &= \text{Vektor der Ausprägungen der Merkmale } 1,2,\dots,M \text{ beim Objekt } o, \\ v_{om} &= \text{die Ausprägung der Eigenschaft } m \text{ beim Objekt } o. \end{aligned}$$

Die objektiven Eigenschaften der Beurteilungsobjekte wirken aber nicht direkt auf die Präferenzbildung der Befragten, sondern werden von diesen in einem ersten Schritt zunächst subjektiv perzipiert (**Stallmeier** 1993:74). Die subjektive Wahrnehmung eines Beurteilungsobjekts o (aus $o=1,2,\dots,O$) durch einen Befragten b (aus $b=1,2,\dots,B$) kann dann wie folgt dargestellt werden:

$$\underline{v}_{ob} = (v_{o1b}, v_{o2b}, \dots, v_{omb}, \dots, v_{oMb})$$

mit:

$$\begin{aligned} \underline{v}_{ob} &= \text{Vektor der von einem Befragten } b \text{ am Objekt } o \text{ wahrgenommenen Ausprägungen der Merkmale } 1,2,\dots,M, \\ v_{omb} &= \text{die durch den Befragten } b \text{ wahrgenommene Ausprägung der Eigenschaft } m \text{ beim Objekt } o. \end{aligned}$$

Die objektiven Objekteigenschaften können dabei durch eine sog. *Perzeptionsfunktion* mit den subjektiv wahrgenommenen Objekteigenschaften verknüpft werden. In einem weiteren Schritt wird im Rahmen multiattributiver Präferenzstrukturmodelle dann eine funktionelle Beziehung zwischen der Wahrnehmung bestimmter Objekteigenschaften und dem diesem

Objekt von einem Befragten zugeschriebenen Gesamtnutzen hergestellt. In einer formalen Schreibweise gilt:

$$U_{ob} = \Psi[f_1(v_{ob1}), f_2(v_{ob2}), \dots, f_m(v_{obm}), \dots, f_M(v_{obM})]$$

mit:

U_{ob} = Gesamtnutzen, der vom Befragten b einem Objekt o zugeschrieben wird,

$f_m(v_{obm})$ = Bewertungsfunktion für Attribut m, mittels der die von dem Befragten b wahrgenommene Ausprägung des Merkmals m mit einem Teilnutzenwert verbunden wird,

Ψ Verknüpfungsregel.

Im Rahmen des multiattributiven Präferenzstrukturmodells wird in der Regel unterstellt, dass sich der Gesamtnutzen eines Objekts *additiv* aus den mit den einzelnen Objektattributen verbundenen *Teilnutzenwerten* (sog. part-worth utilities) zusammensetzt. Dies impliziert, dass eine *kompensatorische Beziehung* zwischen den verschiedenen Objektattributen angenommen wird (**Backhaus** u.a. 1994: 503), d.h. dass die Respondenten die verschiedenen als substituierbar angesehenen Objektattribute gegeneinander abwägen.³

Formal gilt folglich:

$$U_{ob} = \sum_{m=1}^M f_m(v_{obm})$$

Bei der Conjoint-Analyse handelt es sich um einen dekompositionellen Parametrisierungsansatz zur Operationalisierung solcher multiattributiver Präferenzstrukturmodelle.

3 Generelle Charakterisierung der Conjoint-Analyse

Die Conjoint-Analyse (vgl. die zusammenfassenden Darstellungen bei **Green/ Wind** 1975; **Green/Tull/Albaum** 1988: 616-632; **Louviere** 1988, 1994; **Backhaus** u.a. 1994: 499-554; **Hair** u.a. 1995: 556-601; **Vriens** 1995; **Teichert** 1999; **Gustafsson/Herrmann/Huber** 2000) stellt kein eigenständiges statistisches Verfahren dar, sondern vielmehr eine Kombination eines Messmodells mit einem statistischen Schätzalgorithmus (deswegen auch: *Conjoint-Measurement*). Das Messmodell der Conjoint-Analyse besteht in einem experimentellen Design, in dessen Rahmen der Forscher die unabhängigen Variablen und ihre jeweiligen Ausprägungen gemäß eines faktoriellen Versuchsplans spezifiziert, während der Respondent ausschließlich den Wert der abhängigen Variablen bestimmt. Die *unabhängi-*

3 Multiattributive Präferenzmodelle müssen aber nicht notwendigerweise kompensatorischen Charakter aufweisen. Mit dem *konjunktiven*, dem *disjunktiven* und dem *lexikographischen* Modell sind darüber hinaus auch eine Reihe nicht-kompensatorischer Modelle der Präferenzbildung denkbar (vgl. als Überblick **Vriens** 1995: 2f.).

gen Variablen sind dabei die betrachteten Objektattribute und ihre jeweiligen Ausprägungen, die *abhängige Variable* stellt das jeweilige Gesamtnutzenurteil über die verschiedenen zu bewertenden Beurteilungsobjekte (auch: Stimuli), d.h. die *Präferenz* der Auskunftsperson, dar (vgl. **Backhaus** u.a. 1994: 500). Hinsichtlich des Skalenniveaus der untersuchten Variablen ist die Conjoint-Analyse sehr flexibel: Die unabhängigen Variablen, d.h. die untersuchten Objektattribute, können metrisches oder nicht-metrisches Skalenniveau aufweisen und auch die abhängige Variable kann nicht-metrisch, d.h. ordinal, oder metrisch skaliert sein.

Die Beurteilungsobjekte werden im Rahmen der Conjoint-Analyse als gebündelte Menge von konkreten Ausprägungen der jeweils betrachteten Objektattribute aufgefasst (vgl. **Louviere** 1988: 16f; **Tscheulin** 1991: 1268)⁴. Da die von den Befragten zu bewertenden Objekte in der Regel hinsichtlich einiger Merkmale wünschenswerte und hinsichtlich anderer Merkmale weniger wünschenswerte Ausprägungen aufweisen, werden die Befragten gezwungen, die Bedeutung der verschiedenen Eigenschaften relativ zueinander abzuwägen (CONsider JOINTly), d.h. einen trade-off vorzunehmen (deswegen auch: *Trade-Off-Analyse*). Der Beitrag der einzelnen Ausprägungen der Objektattribute zum Gesamtnutzen eines Objekts wird durch die Schätzung eines sog. *Teilnutzenwertes* (part-worth-utility) ermittelt, der unabhängig von den jeweiligen Skalenniveaus der unabhängigen und abhängigen Variablen Intervallskalenniveau aufweist.

Im Rahmen der Conjoint-Analyse werden darüber hinaus einige einschränkende Annahmen gemacht, die das ihr zugrundeliegende multiattributive Präferenzstrukturmodell weiter spezifizieren. So wird im Rahmen der Conjoint-Analyse in der Regel darauf verzichtet, eine explizite Perzeptionsfunktion zu spezifizieren (**Stallmeier** 1993: 90). Es wird vielmehr unterstellt, dass alle Befragten über eine vollständige und korrekte Wahrnehmung der Ausprägungen der untersuchten Attribute bei den verschiedenen Beurteilungsobjekten verfügen. Es gilt folglich annahmegemäß:

$$v_{ob} = v_o \quad \text{für alle } b=1,2,\dots,B.$$

Darüber hinaus wird von einer *kompensatorischen* Beziehung zwischen den Teilnutzenwerten ausgegangen und in aller Regel ausgeschlossen, dass Interaktionseffekte zwischen den mit den verschiedenen Objektattributen verbundenen Teilnutzenwerten existieren.⁵

4 Für die verschiedenen betrachteten Objektattribute wird im allgemeinen der Begriff *factor* verwendet; die verschiedenen möglichen Ausprägungen eines Objektattributes bezeichnet man als *levels*. Andere Autoren verwenden teilweise etwas andere Bezeichnungen. **Backhaus** u.a. (1994: 499ff.) sprechen von *Eigenschaften* und *Eigenschaftsausprägungen*; **Louviere** (1988: 12) von *attributes* and *positions on these attributes*. Im Rahmen dieser Arbeit soll von *Objektattributen* und ihren jeweiligen *Ausprägungen* gesprochen werden.

5 Die Annahme, dass Interaktionseffekte nicht existieren, wird im Rahmen der Conjoint-Analyse normalerweise getroffen, ist aber keineswegs zwingend. Sie stellt vielmehr eine besondere Art eines „across-attribute constraints“ dar (**Vriens** 1995: 55-59). Diese Annahme wird in der Regel getroffen, da a) Interaktionseffekte

Die Conjoint-Analyse kann damit in Anlehnung an **Wübker** (1998: 106) und **Green** und **Srinivasan** (1978) zusammenfassend wie folgt charakterisiert werden:

Bei der Conjoint-Analyse handelt es sich um ein dekompositionelles Verfahren, mit dem man aus den Präferenzurteilen der Probanden für eine Reihe von auf der Basis eines experimentellen Designs konstruierten multiattributiven Beurteilungsobjekten die Parameter (Teilnutzenwerte) eines zuvor festgelegten kompensatorischen multiattributiven Präferenzstrukturmodells bestimmt. Diese Parameter wiederum geben an, welchen Beitrag die Ausprägungen der verschiedenen untersuchten Objektattribute zum wahrgenommenen Gesamtnutzen der Beurteilungsobjekte leisten.

4 Praktische Durchführung einer „traditionellen“ Conjoint-Analyse

4.1 Bestimmung des Conjoint-Designs

Im Rahmen der Conjoint-Analyse wird ein experimentelles Messmodell mit einem statistischen Schätzalgorithmus verknüpft. Die Komponenten des Messmodells werden zuweilen auch als *Conjoint-Design* bezeichnet und müssen vor der Durchführung der Datenerhebung festgelegt werden. Dabei muss zunächst entschieden werden, welche und wie viele Objektattribute Berücksichtigung finden sollen (vgl. 4.1.1). Für jedes der ausgewählten Attribute ist dann eine Entscheidung über die Zahl, die Spannweite sowie die konkrete Gestalt der Ausprägungen dieser Attribute zu treffen (vgl. 4.1.2). In einem letzten Schritt muss dann schließlich für jedes Attribut eine attributspezifische Bewertungsfunktion festgelegt werden (vgl. 4.1.3).

4.1.1 Bestimmung der relevanten Objektattribute

Der erste Schritt bei der Festlegung des Conjoint-Designs besteht in der Bestimmung der relevanten Objektattribute. Dieser Schritt ist insofern kritisch, als sichergestellt sein muss, dass alle für die Präferenzbildung der Befragten *relevanten* Objektattribute im Rahmen des Conjoint-Designs auch tatsächlich berücksichtigt sind. Werden wichtige Attribute nicht berücksichtigt, so werden die Ergebnisse der Conjoint-Analyse invalide (**Hair** u.a. 1995: 565).⁶ In der Marketingliteratur wird empfohlen, bei der Bestimmung der relevanten Objektattribute sowohl die Perspektive des Nachfragers als auch die Perspektive des Anbie-

nur schwer interpretiert werden können, b) die Einbeziehung von Interaktionseffekten die Vorhersagegenauigkeit von Conjoint-Modellen im allgemeinen nur unwesentlich erhöht und c) die Zahl der pro Befragten zu bewertenden Stimuli sich ansonsten deutlich erhöhen würde (vgl. auch **Reiners** 1996: 60).

6 Ungeachtet der kritischen Rolle, die der sachgerechten Auswahl der Objektattribute im Rahmen der Conjoint-Analyse zukommt, konnte **Schubert** (1991) zeigen, dass in 45 Prozent der von ihm untersuchten 128 Anwendungen der Conjoint-Analyse auf Fragestellungen der empirischen Marktforschung keine Angaben darüber gemacht wurden, wie es zur Gewinnung und Auswahl dieser Attribute kam.

ters zu berücksichtigen (**Benna** 1998: 69). Nur dadurch könne sichergestellt werden, dass der subjektive Wahrnehmungsraum der Nachfrager und der objektive Leistungsraum der Anbieter gleichermaßen abgedeckt werden und zwischen beiden eine möglichst große Schnittmenge besteht. Für die Ermittlung der aus Nachfragersicht relevanten Objektattribute stehen eine ganze Reihe von Techniken zur Verfügung (vgl. **Benna** 1998: 72f.). Dabei handelt es sich im Kern jeweils um Befragungen potentieller Kunden, in deren Rahmen mittels verschiedener Techniken (*Elicitation-Technik*, *Repetory-Grid-Methode*, *Think-Aloud-Technik*) versucht wird, eine Liste präferenzdeterminierender Objektattribute zu erstellen (vgl. ausführlich **Schubert** 1991: 179-185). Diese Liste wird in der Regel anschließend auf einige wichtige Kernattribute „verdichtet“. Für die parallele Exploration des objektiven Leistungsraums der Anbieter stehen ebenfalls eine Reihe von Methoden zur Verfügung. Neben der Befragung von Mitarbeitern der das Objekt erstellenden Firma bzw. Institution kommen dabei Experteninterviews sowie die Analyse von Dokumenten, wie z.B. Prospekte, Fachliteratur, Benutzerhandbücher, Testberichte etc. in Frage. Die hierbei ermittelten Objektattribute sind aber nur dann relevant, wenn sie auf der Seite der Nachfrager auch wahrgenommen werden und dort präferenzbeeinflussend wirken. Wahrnehmungs- und Leistungsraum müssen folglich in einem letzten Schritt zum *relevanten Objektraum* zusammengefasst werden.

Nicht alle Merkmale dieses relevanten Objektraumes finden aber auch Eingang in das Erhebungsdesign der Conjoint-Analyse. Vielmehr müssen diejenigen Objektattribute, die im Rahmen des Conjoint-Designs berücksichtigt werden, folgende Anforderungen erfüllen: Sie müssen zunächst *unabhängig*⁷ voneinander sein, da eine Verletzung dieser Bedingung dem additiven Modell der Conjoint-Analyse widerspricht (vgl. **Backhaus** u.a. 1994: 503; **Hair** u.a. 1995: 569f.). Ferner müssen die untersuchten Attribute *urteilsrelevant* sein und zueinander in einer *kompensatorischen* Beziehung stehen. Letzteres bedeutet insbesondere, dass keine sog. K.O.-Kriterien in das Design einbezogen werden dürfen deren Nichterfüllung unabhängig von der Ausprägung aller anderen Attribute zur vollständigen Ablehnung eines Beurteilungsobjekts führt (**Green/Krieger/Bansal** 1988). Darüber hinaus sollte sich der Forscher gemäß des Konzepts der *determinierenden Attribute* schwerpunktmäßig auf diejenigen Faktoren konzentrieren, die am besten zwischen den verschiedenen Beurteilungsobjekten *diskriminieren* (vgl. **Alpert** 1971; **Myers/Alpert** 1968): Attribute, die zwar einen durchaus bedeutsamen Beitrag zum Gesamtnutzen eines Objektes leisten, zwischen den verschiedenen in der Realität zu evaluierenden Objekten aber nicht bedeutsam variieren, müssen daher im Rahmen des Conjoint-Designs nicht berücksichtigt werden, da sie

7 „Unabhängigkeit der Eigenschaften bedeutet, dass der empirische Nutzen einer Eigenschaftsausprägung nicht durch die Ausprägungen anderer Eigenschaften beeinflusst wird“ (**Backhaus** u.a. 1994: 503).

keinen entscheidenden Einfluss auf die letztlich zu modellierende Kauf- bzw. Wahlentscheidung ausüben (vgl. **Hair** u.a. 1995: 565).⁸

Abschließend muss darauf hingewiesen werden, dass generell darauf zu achten ist, die Zahl der Objektattribute und ihrer jeweiligen Ausprägungen möglichst klein zu halten, da der Befragungsaufwand exponentiell mit der Zahl der untersuchten Eigenschaften wächst (**Backhaus** u.a. 1994: 504, **Hair** u.a. 1995: 569). Ist die Zahl der untersuchten Attribute zu groß, besteht die Gefahr des sog. „information overload“ (**Malhotra** 1982). In einer solchen Situation neigen die Befragten dazu, die präsentierten Stimuli nicht länger ganzheitlich gegeneinander abzuwägen, sondern vielmehr zu einfacheren Entscheidungsregeln überzugehen, sich z.B. nur noch auf die in ihren Augen wichtigsten Eigenschaften zu konzentrieren. „To that extent that such strategies do not mimic real market place behavior such task simplification behavior will affect the external validity of the conjoint results negatively“ (**Vriens** 1995: 35). In der Literatur wird vor diesem Hintergrund empfohlen, maximal 6 Attribute mit jeweils 4 bis 5 Ausprägungen zu analysieren (vgl. **Theuerkauf** 1989: 1180; **Hair** u.a. 1995: 559, 581; **Green/Srinivasan** 1978). Empirisch zeigt sich, dass über 80 Prozent aller in der Praxis durchgeführten Conjoint-Analysen weniger als 6 Attribute beinhalten, wobei der Schwerpunkt bei vier bzw. fünf Attributen liegt (**Schubert** 1991: 318).

4.1.2 Bestimmung der möglichen Ausprägungen der Objektattribute

Nach der Bestimmung der relevanten Objektattribute gilt es in einem zweiten Schritt, ihre möglichen Ausprägungen festzulegen. Auch hierbei sind wiederum einige wichtige Aspekte zu beachten: So wie die Objektattribute *beeinflussbar* sein müssen, müssen die konkreten Ausprägungen *realisierbar* sein. Darüber hinaus gilt, dass die verschiedenen Eigenschaftsausprägungen – ebenso wie die Objektattribute – leicht *kommunizierbar* sein müssen, um eine realistische Evaluation der Objekte zu erreichen. Von entscheidender Bedeutung für die Ergebnisse einer Conjoint-Analyse ist außerdem, dass die *Zahl der Ausprägungen der verschiedenen untersuchten Objektattribute nicht zu stark voneinander abweicht*, da sich zeigen lässt, dass aus methodischen Gründen die im Rahmen der Conjoint-Analyse ermittelte relative Bedeutung einer Eigenschaft für die Präferenzbildung der Respondenten steigt, wenn die Zahl ihrer Ausprägungen steigt. Dies gilt bei metrischen Attributen auch dann, wenn die beiden extremen Ausprägungen gleich bleiben (vgl. **Currim/Weinberg/Wittink** 1981; **Wittink/Krishnamurthi/Nutter** 1982; **Wittink/Krishnamurthi/Reibstein** 1990; **Steenkamp/Wittink** 1994). Als Begründung hierfür kann angeführt

8 **Hair** u.a. (1995: 565) führen hierfür folgendes Beispiel an: „For example, safety in automobiles is a very important attribute, but it would not be determinant in most cases because all cars meet strict government standards and thus are considered safe, at least at an acceptable level. However other features, such as gas mileage, are both important *and* much more likely to be used to decide among different car models.“

werden, dass ein Attribut mit besonders vielen Ausprägungen die Aufmerksamkeit der Respondenten in besonderem Maße auf sich zieht (**Green/Srinivasan** 1990). Zu beachten ist außerdem, dass die Eigenschaftsausprägungen eine *realistische Spannweite* aufweisen sollten um die Analyseergebnisse nicht zu verzerren: Würde beispielsweise im Rahmen einer Marketingstudie bei der Eigenschaft „Preis“ eine sehr hohe Spannweite der Ausprägungen, d.h. ein sehr niedriger und ein sehr hoher Preis angesetzt, so würde diese Eigenschaft im Rahmen der Conjoint-Analyse eine große relative Bedeutung für die Präferenzbildung erlangen, obwohl die beiden extremen Ausprägungen dieser Eigenschaft – insbesondere aber der niedrige, nicht kostendeckende Preis – in der Praxis kaum jemals zum Einsatz kommen würden (**Creyer/Ross** 1988). Es gilt folglich: "The analyst must apply the criteria of feasibility and practical relevance to all attribute levels to ensure that stimuli are not created that will be favorably viewed by the respondent but never have a realistic chance of occurring" (**Hair** u.a. 1995: 569).

4.1.3 Bestimmung der attributspezifischen Bewertungsfunktion

Die Conjoint-Analyse erfordert eine Vorentscheidung des Forschers über die Gestalt der attributspezifischen Bewertungsfunktionen, d.h. über die Beziehungen zwischen den Ausprägungen der verschiedenen betrachteten Objektattributen und den zugehörigen Teilnutzenwerten. Die Bestimmung dieser attributspezifischen Bewertungsfunktionen sollte dabei vor der Datenerhebung erfolgen, da die verschiedenen Funktionen unterschiedlich viele Parameter enthalten und somit auch unterschiedliche Anforderungen an die Zahl der zu erhebenden Messwerte stellen. Die Conjoint-Analyse stellt dabei ein sehr flexibles Instrument dar, in dessen Rahmen vier Typen von Bewertungsfunktionen unterschieden werden können (vgl. **Green/Srinivasan** 1978): Das *lineare Modell*, das *Idealpunktmodell*, das *Anti-Idealpunktmodell* sowie das *Modell der separaten Teilnutzen* (vgl. Abbildung 1).⁹

- Das *lineare Modell* schätzt nur einen einzigen Parameter (vergleichbar zu einem unstandardisierten Regressionskoeffizienten), der mit der jeweiligen Merkmalsausprägung eines Attributs multipliziert wird, um deren Teilnutzen zu bestimmen. Diese Bewertungsfunktion setzt damit allerdings voraus, dass es sich bei dem betrachteten Objektattribut um ein quantitatives Merkmal handelt, wie z.B. den im Rahmen einer Wahlplattform vorgeschlagenen Spitzensteuersatz.

9 Da Teilnutzenwerte Intervallskalenniveau aufweisen, kann bei allen im folgenden berichteten attributspezifischen Bewertungsfunktionen eine beliebige Konstante addiert oder subtrahiert werden.

$$f_m(v_{om}) = \alpha_{bm} v_{om}$$

mit:

$f_m(v_{om})$ = Bewertungsfunktion für Attribut m,

α_{bm} = im Rahmen des Modells zu schätzender Parameter
(dieser kann inhaltlich interpretiert werden als das Gewicht, das Befragter b dem Attribut m zumisst)

v_{om} = Ausprägung des Objekts o bezüglich des Attributs m.

- Im *Idealpunktmodell* (auch: *positiv quadratische Form*) wird die Linearitätsannahme aufgegeben und eine kurvilineare Beziehung angenommen. Das Modell geht dabei von der Annahme aus, dass es für jede betrachtete Objekteigenschaft eine Ausprägung mit einem maximalen Teilnutzen gibt und dass mit größer werdenden positiven oder negativen Abweichungen von dieser idealen Ausprägung des Objektattributs die Teilnutzen der anderen Ausprägungen immer stärker zurückgehen. In einer formalen Darstellung gilt folglich in Anlehnung an **Hahn** (1997: 51):

$$f_m(v_{om}) = -\alpha_{bm} |v_{om} - v_{bm}^*|^r$$

mit:

$f_m(v_{om})$ = Bewertungsfunktion für Attribut m,

α_{bm} = erster im Rahmen des Modells zu schätzender Parameter
(dieser kann inhaltlich interpretiert werden als das Gewicht, das Befragter b einer Abweichung von der Idealausprägung beim Attribut m zumisst),

v_{om} = Ausprägung des Objekts o bezüglich des Attributs m,

r = Minkowski-Parameter
(für $r=2$: euklidisches Idealpunktmodell),

v_{bm}^* = zweiter im Rahmen des Modells zu schätzender Parameter (dieser kann inhaltlich interpretiert werden als die Idealausprägung der Eigenschaft m für den Befragten b).

Diese Bewertungsfunktion setzt ebenfalls mindestens intervallskalierte Merkmale voraus und schätzt pro Objektattribut zwei Parameter. Das Idealpunktmodell kann durch eine einfache Änderung auch als *Anti-Idealpunktmodell* geschätzt werden. Im Rahmen dieses Modells nehmen die Teilnutzenwerte mit wachsendem Abstand zu einem am wenigsten präferierten Punkt immer weiter zu. Formal gilt folglich:

$$f_m(v_{obm}) = \alpha_{bm} |v_{obm} - v_{bm}^*|^r$$

- Im *Modell der separaten Teilnutzen* wird jede Ausprägung einer Eigenschaft mit einem eigenen Teilnutzenwert verbunden, der nicht zu den Teilnutzen der anderen Ausprägungen in eine formale Beziehung gesetzt wird. Hier sind also alle Formen von Präferenzen möglich. Formal gilt:

$$f_m(v_{om}) = \sum_{a=1}^{A_m} \alpha_{abm} x_{aom}$$

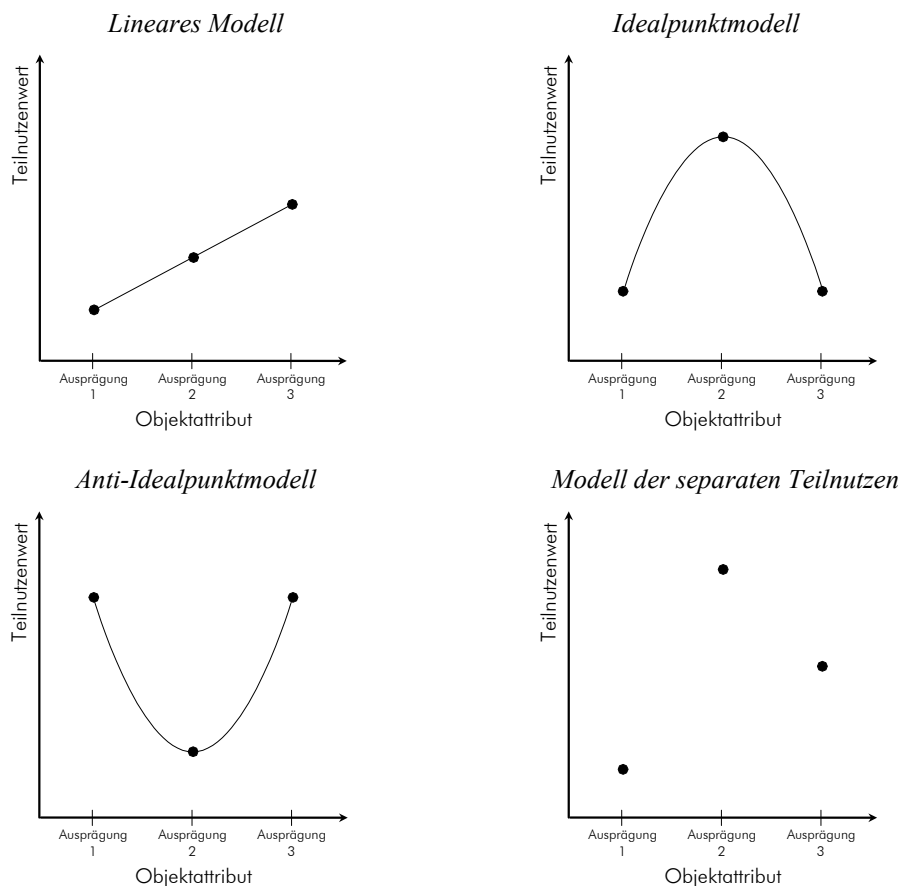
mit:

$f_m(v_{om})$ = Bewertungsfunktion für Attribut m,

α_{abm} = im Rahmen des Modells zu schätzende Parameter
(diese können inhaltlich interpretiert werden als der Teilnutzenwert der Ausprägung a des Merkmals m für den Befragten b).

$$x_{aom} = \begin{cases} 1, & \text{falls Objekt o bei Merkmal m die Ausprägung a aufweist} \\ 0, & \text{andernfalls} \end{cases}$$

Abbildung 1: Mögliche attributspezifische Bewertungsfunktionen im Rahmen der Conjoint-Analyse¹⁰



¹⁰ Im Rahmen des linearen Modells sowie des Idealpunkt- und des Anti-Idealpunktmodells können aufgrund der zugrundeliegenden Annahme, dass die Objektattribute metrisches Skalenniveau aufweisen, auch für nicht im Conjoint-Design enthaltene Eigenschaftsausprägungen Teilnutzenwerte „extrapoliert“ werden. In Abbildung 5 sind die Teilnutzenwerte der verschiedenen Ausprägungen der untersuchten Objektattribute daher durch eine dem jeweiligen Modell entsprechende Funktion verbunden. Im Rahmen des Modells der separaten Teilnutzen ist eine solche Extrapolation hingegen nicht möglich.

Dieses Modell ist folglich das am wenigsten restriktive und umfasst die beiden vorgenannten Modelle als Spezialfälle (vgl. dazu **Böcker** 1986: 558). Weist eine Objekteigenschaft kategoriales Skalenniveau auf, dann ist als Bewertungsfunktion zwingend das Modell der separaten Teilnutzen heranzuziehen. Bei metrischen Eigenschaften besitzt dieses Modell den Vorteil, dass es alle erdenkbaren – insbesondere aber auch nicht-lineare – Zusammenhänge zulässt. Da Teilnutzenwerte intervallskalierte Merkmale mit einem willkürlichen Nullpunkt sind, müssen im Rahmen des Modells der separaten Teilnutzen nicht so viele Parameter wie Ausprägungen der jeweiligen Eigenschaft geschätzt werden. Da der Nullpunkt der Teilnutzenwerte willkürlich fixiert werden kann, kann die Zahl der zu schätzenden Parameter um eins geringer sein, als die Zahl der Ausprägungen der jeweiligen Eigenschaft.

In der Forschungspraxis bietet es sich an, genug Stimuli zu erheben, um zunächst nach dem Modell der separaten Teilnutzen schätzen zu können und anschließend durch visuelle Inspektion der Teilnutzenwerte zu entscheiden, ob diese angemessen auch durch eine lineare oder quadratische Beziehung beschrieben werden können. Sollte dies der Fall sein, so kann für die betreffenden Eigenschaften – das entsprechende Skalenniveau vorausgesetzt – eine entsprechende Beziehung spezifiziert und das Modell neu geschätzt werden. Die Parameterschätzungen gewinnen dadurch an Reliabilität und Effizienz, da das lineare Modell bei mehr als zwei und das Idealpunktmodell bei mehr als drei Eigenschaftsausprägungen mit weniger Parametern auskommt als das Modell der separaten Teilnutzen und somit unter den genannten Bedingungen in diesen Modellen die Zahl der Freiheitsgrade größer ist. Umgekehrt gilt, dass die Verwendung des linearen Modells und des Idealpunktmodells immer dann zu verzerrten Schätzwerten führt, wenn der in ihrem Rahmen unterstellte Zusammenhang nicht der Realität entspricht (**Vriens** 1995: 60).

4.2 Festlegung des Erhebungsdesigns

Nachdem das Conjoint-Design bestimmt ist, kann mit der Datenerhebung begonnen werden. Bei der Festlegung des Erhebungsdesigns sind dabei vier fundamentale Entscheidungen zu treffen: Die Entscheidung darüber, wie die von den Befragten zu bewertenden Stimuli definiert und präsentiert werden sollen (vgl. 4.2.1); die Entscheidung, mit wie vielen Stimuli die Respondenten im Rahmen der Befragung konfrontiert werden sollen (vgl. 4.2.2); die Entscheidung über ein geeignetes Präferenzmaß (vgl. 4.2.3) sowie die Entscheidung über die Form der Durchführung der Umfrage (vgl. 4.2.4).

4.2.1 Wahl der Präsentationsmethode

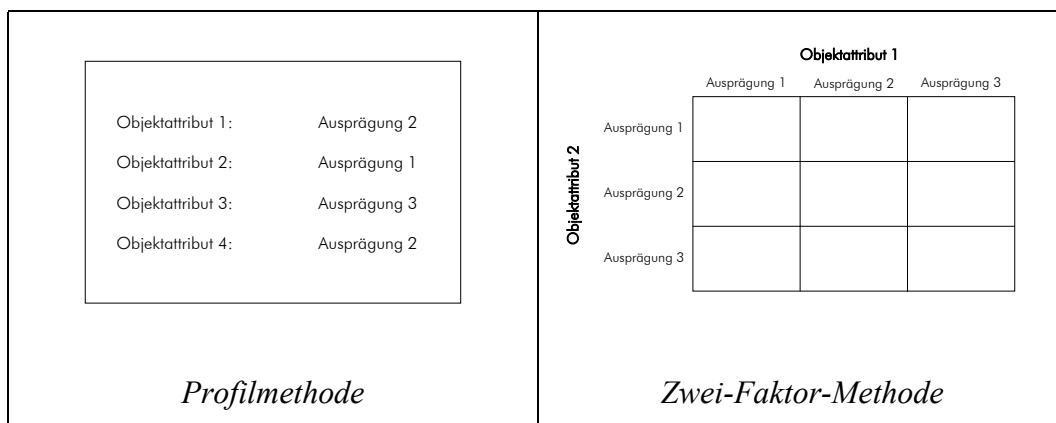
Bei der *Wahl der Präsentationsmethode* besteht das Ziel ganz allgemein darin, den Befragten die Stimuli (Kombinationen von konkreten Ausprägungen der Objektattribute) in mög-

lichst realistischer und effizienter Weise zu präsentieren. Bei der Definition der Stimuli stehen grundsätzlich zwei alternative Möglichkeiten zur Verfügung (vgl. **Backhaus** u.a.

1994: 505-507; **Hair** u.a. 1995: 572-574): Die *Profilmethode* sowie die *Zwei-Faktor-Methode*:

- Die *Profilmethode* (full profile method) (**Green/Rao** 1971) konfrontiert die Respondenten mit Stimuli, die aus einer Kombination je einer Ausprägung aller betrachteten Objektattribute bestehen. Für ein Objekt, das durch M Eigenschaften mit jeweils A_M Ausprägungen beschrieben wird, ergeben sich somit insgesamt $A_1 \times A_2 \times A_3 \times \dots \times A_M$ mögliche Stimuli. Diese werden den Befragten in der Regel auf sogenannten „Profilkarten“ vorgelegt (vgl. die linke Hälfte von Abbildung 2) und müssen sodann von den Befragten beurteilt werden. Die Beschreibung der Stimuli kann dabei auf den Profilkarten ausführlich in mehreren Sätzen (Paragraph-Beschreibung) oder aber durch stichpunktartiges Auflisten der Eigenschaften des jeweiligen Stimulus (Stimuluskarte) erfolgen (vgl. u.a. **Benna** 1998: 94). Die Präsentation der Stimuli kann aber auch über visuelle Präsentationen sowie über dreidimensionale figürliche Darstellungsformen erfolgen (vgl. **Hahn** 1997: 62f.). In manchen Studien werden gar Geschmacks- und Geruchspuren integriert, um den Respondenten eine sinnliche Erfahrung der zu beurteilenden Objekte zu ermöglichen (vgl. **Scharf/Schubert** 1996).

Abbildung 2: Unterschiedliche Möglichkeiten der Stimulipräsentation im Rahmen der Conjoint-Analyse



Der Vorteil der Profilmethode besteht in der großen Realitätsnähe, da die verschiedenen fiktiven Objekte *als Ganzes* bewertet werden müssen (vgl. **Backhaus** u.a. 1994: 500). Der Nachteil dieses Verfahrens besteht darin, dass den Befragten relativ komplexe Entscheidungen abverlangt werden und diese Art der Stimulipräsentation nur für eine relativ geringe Zahl von Eigenschaften möglich ist. **Green** und **Srinivasan** (1990) beispielsweise empfehlen die Profilmethode nur dann anzuwenden, wenn die Zahl der untersuchten Eigenschaften sechs nicht übersteigt. Mit einer steigenden Zahl von Attributen wächst die Gefahr der kognitiven Überlastung der Respondenten. Problematisch ist außerdem, dass die Reihenfolge der Eigenschaften auf der Profilkarte einen Einfluss auf das Antwortverhalten der Befragten aufweist (**Acito** 1977; **Chapman/Bolton** 1985;

Kumar/Gaeth 1991; **Perry** 1996; **Benna** 1998; abweichend: **Tharp/Marks** 1990). Bisher konnte aber über die Feststellung hinaus, dass die Stärke des Positionseffekts mit einer steigenden Zahl von Attributen zunimmt und bei unbekannten Beurteilungsobjekten größer ist, kein systematisches Muster entdeckt werden (**Vriens** 1995). Generell ist festzuhalten, dass diese Erhebungsmethode – insbesondere aufgrund ihrer hohen Realitätsnähe – die in der kommerziellen Marktforschung am häufigsten verwendete ist (vgl. **Wittink/Cattin** 1989).

- Die *Zwei-Faktor-Methode (trade-off method)* (vgl. **Johnson** 1974) konfrontiert die Befragten jeweils nur mit zwei Attributen gleichzeitig und verlangt von ihnen, alle logisch möglichen Kombination ihrer jeweiligen Ausprägungen zu bewerten. Dies geschieht erhebungstechnisch in Form sog. *trade-off-Matrizen* (vgl. die rechte Hälfte von Abbildung 2). Dies wird für alle logisch möglichen Kombination der betrachteten Attribute wiederholt. Bei M Attributen müssen somit $[M \times (M-1)]/2$ Matrizen gebildet werden, wobei innerhalb einer Matrix, die die Eigenschaften der beiden Merkmale i und j enthält, $A_i \times A_j$ Urteile gefällt werden müssen. Mit einer steigenden Zahl von betrachteten Eigenschaften und Eigenschaftsausprägungen steigt folglich sowohl die Zahl der zu bearbeitenden Matrizen als auch deren Komplexität. Den Befragten wird also unter Umständen eine sehr große Zahl von Urteilen abverlangt, was zu Ermüdung führt und folglich stereotypes Antwortverhalten begünstigt. So besteht beispielsweise die Gefahr, dass die Befragten die Matrizen zeilen- oder spaltenweise abarbeiten (**Vriens** 1995: 36). Die Urteile selbst sind bei der Zwei-Faktor-Methode zwar weniger komplex als bei der Profilmethode, damit aber auch weniger realistisch. Dies aber stellt die externe Validität der erhobenen Daten in Frage. Zudem sind visuelle und figürliche Formen der Stimulipräsentation im Rahmen der Zwei-Faktor-Methode nur schwer anzuwenden. In der Forschungspraxis wird dieses Verfahren deshalb nur selten angewendet (vgl. **Wittink/Cattin** 1989).

4.2.2 Konstruktion und Zahl der zu bewertenden Stimuli

Die erste Möglichkeit bei der Konstruktion und der Bestimmung der Zahl der zu bewertenden Stimuli besteht darin, den Befragten alle im Rahmen der jeweils gewählten Präsentationsmethode logisch möglichen Stimuli zu präsentieren. Dies ist aber nur in Studien mit einer kleinen Zahl von Eigenschaften und jeweils zugehörigen Eigenschaftsausprägungen ein gangbarer Weg, da ansonsten die Zahl der zu bewertenden Stimuli die Aufnahme- und Kooperationsbereitschaft der Befragten sehr schnell übersteigt. Es ist aber in der Regel auch nicht notwendig alle Kombinationen zu erheben, da ein solches *saturiertes* Modell nur nötig ist, wenn man die Haupt- und *alle* möglichen Interaktionseffekte schätzen will. Bereits eine Beschränkung auf Interaktionseffekte erster Ordnung reduziert den Informationsbedarf enorm. Da im Rahmen der Conjoint-Analyse aber in der Regel ein rein additives Modell der Präferenzbildung angenommen wird, reduziert sich der Informationsbedarf noch weiter. Die Zahl der zu erhebenden Stimuli und ihre konkrete Konstruktion hängt

dann davon ab, an welchen Haupteffekten man interessiert ist, wie viele Freiheitsgrade man vor dem Hintergrund der jeweils gewählten attributspezifischen Bewertungsfunktionen zur Schätzung der Modellparameter benötigt und schließlich davon, ob es möglich sein soll, Präferenzmodelle auf individueller Ebene zu schätzen (vgl. **Vriens** 1995: 42). Eine Reduktion der Zahl der zu erhebenden Stimuli ist bei beiden eben beschriebenen Präsentationsmethoden möglich (vgl. **Reibstein/Bateson/Boulding 1988**). Aufgrund des beschränkten Raumes sei aber im folgenden nur der für die Praxis besonders relevante Fall der Profilmethode beschrieben (für die Zwei-Faktor-Methode vgl. **Green** 1974).

Im Rahmen der Profilmethode wird die Präsentation aller logisch möglichen Objekte als *volles faktorielles (full factorial) Design* bezeichnet. Ein Design, in dessen Rahmen den Befragten nur eine Teilmenge aus allen logisch möglichen Stimuli vorgelegt wird, bezeichnet man als *fraktionalisiertes faktorielles (fractional factorial) Design* (vgl. ausführlich **Dey/Mukerjee** 1999). Dieses reduzierte Design soll das vollständige Design möglichst gut repräsentieren. Zuweilen kommen dabei Zufallsstichproben aus dem vollen faktoriellen Design zum Einsatz (**Green/Srinivasan** 1978: 110; **Weisenfeld** 1989: 32). Diese weisen aber nicht immer die gewünschten Eigenschaften auf und sind in der Forschungspraxis daher nahezu bedeutungslos. Deshalb bedient man sich in der Regel sog. „orthogonaler Versuchspläne“. Diese ermöglichen die Schätzung der Haupteffekte der verschiedenen Objektattribute auf den Gesamtnutzen eines Objekts, nicht aber die Schätzung von eventuellen Interaktionseffekten. Notwendig und hinreichend für solche Versuchspläne ist dabei nach **Addelman** (1962a,b) die sog. Bedingung der *proportionalen Häufigkeit*, derzufolge „für zwei beliebige Merkmale die Ausprägungen des einen Merkmals gleich häufig – über alle Stimuli – zusammen mit allen Ausprägungen des anderen Merkmals in einem der Stimuli auftreten müssen“ (**Benna** 1998: 89). Im Rahmen der Profilmethode reichen beispielsweise bei einem 4 Eigenschaften á 4 Ausprägungen-Design 16 Stimuli aus, um die Haupteffekte der 4 Eigenschaften zuverlässig schätzen zu können. Die verbleibenden 240 logisch möglichen Stimuli müssen nur dann ganz oder teilweise miteinbezogen werden, wenn das zugrundeliegende additive Modell um mögliche Interaktionseffekte erweitert werden soll (vgl. **Hair** u.a. 1994: 575f.).

4.2.3 Präferenzmaß

Der Forscher muss vor Beginn der Datenerhebung eine Entscheidung über das zu verwendende Präferenzmaß fällen. Zur Verfügung stehen hierbei prinzipiell *nicht-metrische* und *metrische* Verfahren. Die Anwendung metrischer Verfahren bleibt dabei allerdings in der Regel auf die Profilmethode beschränkt:

- Die wichtigste Möglichkeit der nicht-metrischen Erfassung von Präferenzen stellt das sog. *Ranking-Verfahren* dar. Dieses verlangt von den Befragten, die präsentierten Stimuli in eine Rangordnung zu bringen. Im Rahmen der *Zwei-Faktor-Methode* findet üb-

licherweise immer ein solches Ranking-Verfahren Anwendung.¹¹ Als methodischer Vorteil des Ranking-Verfahrens wird angeführt, dass es bei einer nicht zu großen Zahl von Urteilen gegenüber dem noch vorzustellenden Rating-Verfahren als reliabler und valider angesehen werden kann. Dies gilt unter anderem deshalb, weil die Befragten keine Aussagen über die Stärke der Vorziehwürdigkeit der verschiedenen Beurteilungsobjekte machen müssen (vgl. z.B. **Alwin/Krosnick** 1985; **Krosnick/Alwin** 1988; **Russell/Gray** 1994). In Verbindung mit der Profilmethode kann außerdem als Vorteil des Ranking-Verfahrens gelten, dass es strukturell sehr stark der Situation einer Wahl- bzw. Kaufentscheidung ähnelt, in der ebenfalls jeweils nur eine Alternative an die Spitze gestellt (und gewählt bzw. gekauft) werden kann. Das Ranking-Verfahren entspricht darüber hinaus der Grundidee der Conjoint-Analyse in besonderer Weise, da die Respondenten bei der Bildung einer eindeutigen Präferenzordnung gezwungen sind, die verschiedenen Eigenschaften der zu bewertenden Objekte relativ zueinander abzuwägen (**Stallmeier** 1993: 57). Schließlich und endlich weist das Ranking-Verfahren außerdem einen engen Bezug zum Präferenzbegriff auf, da sich dieser auf die *relative Vorziehwürdigkeit* mehrerer Objekte bezieht.

Ein Nachteil des Ranking-Verfahrens besteht darin, dass es umfragetechnisch relativ aufwendig zu administrieren ist. Außerdem kann es im Rahmen des Ranking-Verfahrens sehr schnell zu einer Überlastung der Respondenten kommen, da diese immer alle präsentierten Stimuli gleichzeitig bewerten müssen. In der Forschungspraxis werden die Befragten daher zuweilen angewiesen, die präsentierten Profilkarten zunächst in einer Art „Groburteil“ nach Maßgabe ihrer Wünschbarkeit in zwei oder mehr Stapel zu sortieren und innerhalb dieser Stapel dann eine Sortierung vorzunehmen. Anschließend werden die verschiedenen Teilrangordnungen dann zu einer Gesamtordnung zusammengefasst (vgl. z.B. **Green/Tull** 1982: 450; **Jasny** 1993).

Eine weitere Möglichkeit, die hohe kognitive Belastung bei der simultanen Bewertung von Stimuli im Rahmen der Profilmethode zu senken, besteht in einer indirekten Rangreihung über die sog. *Methode des paarweisen Vergleichs* (paired comparisons).¹² Hier werden die Befragten nur mit jeweils zwei Objektbeschreibungen gleichzeitig konfrontiert und müssen angeben, welche der beiden sie vorziehen. Konsistentes Antwortverhalten der Respondenten vorausgesetzt, kann dann aus ihren Antworten deren Präferenzrangordnung über alle zu bewertenden Stimuli abgeleitet werden. Allerdings steigt die Zahl der durchzuführenden Paarvergleiche mit der Zahl der insgesamt zu bewertenden Objekte rapide an. Sollen beispielsweise die Präferenzen eines Befragten hinsichtlich einer Menge von N Objekten ermittelt werden, so muss dieser $N \times (N-1)/2$ Paarvergleiche vornehmen. Obgleich also jeder einzelne Paarvergleich eher geringe Anforde-

11 Dabei müssen die Zellen einer jeden Trade-Off-Matrix in eine Rangordnung gebracht werden.

12 Die Methode des paarweisen Vergleichs wird in manchen Literaturquellen unter die Präsentationsformen subsumiert. Ich habe mich in der vorliegenden Arbeit dieser Systematisierung nicht angeschlossen, da die Methode des paarweisen Vergleichs zunächst nur eine besondere Methode zur Generierung einer Rangordnung der betrachteten Stimuli darstellt.

rungen an das Individuum stellt, resultiert aus der großen Menge von durchzuführenden Paarvergleichen womöglich doch eine Überlastung der Auskunftsperson. Man kann die Zahl der durchzuführenden Paarvergleiche allerdings dadurch reduzieren, indem man auf die Möglichkeit verzichtet, die Transitivität der Urteile der Respondenten untersuchen zu können. Als Vorteil der Methode des paarweisen Vergleichs gilt, dass sie besonders realitätsnah sei, da man in vielen Situationen im wirklichen Leben – z.B. auf ökonomischen Märkten – eine der zur Wahl stehenden Alternativen auswählen und keine Rangordnung *aller* Alternativen aufstellen muss.

- Das wichtigste metrische Verfahren zur Erfassung von Präferenzen stellt das sog. *Rating-Verfahren* dar. In Verbindung mit der Profilmethode verlangt es von den Befragten, den Gesamtnutzen eines jeden Stimuli auf einer metrischen Skala (Rating-Skala) einzustufen. Dieses Präferenzmaß ist relativ leicht zu erheben und auszuwerten. Allerdings neigen die Befragten bei Rating-Daten aufgrund der strukturell nicht vorhandenen forced-choice Situation zu weniger diskriminierenden Urteilen. Im Extremfall kann eine Person gar alle Stimuli gleich bewerten (vgl. **Alwin/Krosnick** 1985; **Krosnick/Alwin** 1988; **Russell/Gray** 1994). Darüber hinaus ist im Rahmen des Rating-Verfahrens nicht sichergestellt, dass die Probanden die verschiedenen Stimuli wirklich *relativ zueinander* bewerten, wie es das Konzept der Präferenzen eigentlich verlangen würde. Eine Möglichkeit, die Vergleichskomponente im Rahmen eines Rating-Tasks zu stärken, besteht darin, den Befragten zunächst alle Stimuli zu präsentieren und sie erst dann um eine Bewertung zu bitten (**Stallmeier** 1993: 60).

Eine weitere Möglichkeit, im Rahmen einer metrischen Präferenzmessung das vergleichende Element zu stärken, besteht in der sog. *Konstant-Summen-Skala* (vgl. z.B. **Hausser/Shugan** 1980; **Mahajan/Green/Goldberg** 1982). Hier müssen die Befragten eine vorgegebene Punktzahl (z.B. 100) auf die verschiedenen zu bewertenden Stimuli verteilen. Dadurch ist sichergestellt, dass die Befragten alle Stimuli gleichzeitig in den Blick nehmen. Ebenso wie beim Ranking-Verfahren besteht darüber hinaus aber auch die Möglichkeit, die verschiedenen zu bewertenden Stimuli den Befragten jeweils paarweise zu präsentieren. Man spricht hierbei von einem sog. *gewichteten* oder *bewerteten Paarvergleich* (graded paired comparison). Die Befragten müssen jeweils angeben, welchen der präsentierten Stimuli sie präferieren und dabei gleichzeitig das Ausmaß der Vorziehenswürdigkeit angeben (**Schweikl** 1985: 58). Wird für diesen Zweck eine Rating-Skala verwendet, so kommt es allerdings häufig zu inkonsistenten Urteilen. Soll eine Befragter beispielsweise das Ausmaß der Vorziehenswürdigkeit auf einer 7-stufigen Skala angeben und gibt er dabei an, dass er Stimulus A im Vergleich zu Stimulus B um 4 Einheiten präferiert, während er Stimulus B Stimulus C um 5 Einheiten vorzieht, dann müsste er folglich Stimulus A im Vergleich zu Stimulus C um 9 Einheiten präferieren. Eine solche Antwortmöglichkeit existiert aber auf der vorgegebenen siebstufigen Skala nicht. Um diese Probleme zu umgehen, findet in Marketinganwendungen häufig die sog. *Dollar-Metrik* Anwendung (vgl. z.B. **Pessemier** u.a. 1971; **Reibstein** 1978). Die Befragten sollen hierbei angeben, wie viel monetäre Einheiten sie

zusätzlich auszugeben bereit wären, um den jeweils bevorzugten Stimulus zu erhalten. Eine solche offene Skala führt – konsistentes Antwortverhalten der Respondenten vorausgesetzt – nicht zu den beschriebenen Inkonsistenzproblemen.

Über die rein technische Frage der Messung der Präferenzen hinaus, gibt es außerdem noch verschiedene Möglichkeiten, den Befragten die Bewertungsaufgabe semantisch zu beschreiben. So können die Befragten gebeten werden anzugeben, inwieweit sie die verschiedenen Objekte „mögen“, „präferieren“ oder „vorziehen“. In der empirischen Marktforschung wird als zugrundeliegende Bewertungsdimension auch häufig die „Kaufwahrscheinlichkeit“ verwendet.

4.2.4 Durchführung der Umfrage

Hier ist zu entscheiden, ob die Datenerhebung über persönliche, telefonische oder schriftliche Befragungen erfolgen soll. In der Vergangenheit sind Daten für Conjoint-Analysen meist über persönliche Interviews erhoben worden, da die Conjoint-Analyse relativ hohe Anforderungen an die Respondenten stellt und im Rahmen eines persönlichen Interviews der Interviewer verschiedene Hilfestellungen leisten kann. Empirische Untersuchungen haben aber gezeigt, dass die Datenerhebung für eine Conjoint-Analyse ohne gravierende Qualitätseinbußen auch schriftlich oder über Telefon erfolgen kann. Bei schriftlichen und telefonischen Interviews wird allerdings die Anwendung des Ranking-Verfahrens aufgrund der den Respondenten zumeist abverlangten Sortierung von Profilkarten als schwierig erachtet (*Akaah* 1991). Eine neuere Studie hat aber gezeigt, dass der Einsatz solcher Profilkarten auch in einer bevölkerungsrepräsentativen schriftlichen Befragung ohne größere Probleme gelingt (*Klein* 2002a). Bei Telefoninterviews wird die Durchführung eines dreistufigen Verfahrens empfohlen: Zunächst sollen die potentiellen Respondenten telefonisch um ihre Teilnahme an der Befragung gebeten werden. In einem zweiten Schritt solle man ihnen dann einen Brief mit verschiedenen für die Durchführung der Umfrage notwendigen schriftlichen Unterlagen, insbesondere aber den Profilkarten oder Trade-Off-Matrizen, zusenden. Im dritten und letzten Schritt könne das Interview dann schließlich telefonisch durchgeführt werden (vgl. für eine Anwendung dieser Strategie *Levy/Webster/Kerin* 1983; *Stahl* 1988).

4.3 Auswertungsmöglichkeiten

4.3.1 Bestimmung der Teilnutzenwerte

Das primäre Analyseziel der Conjoint-Analyse besteht darin, die Präferenzurteile der Befragten in die mit den einzelnen Ausprägungen der betrachteten Objektattribute verbundenen metrischen Teilnutzenwerte zu zerlegen. Für das folgende wird angenommen, dass alle attributspezifischen Bewertungsfunktionen gemäß des Modells der separaten Teilnutzen geschätzt wurden (vgl. Kapitel 4.1.3). Die parametrisierte Präferenzstruktur kann dann formal wie folgt dargestellt werden:

$$U_{ob} = \sum_{a=1}^{A_m} \sum_{m=1}^M \alpha_{abm} X_{aom}$$

Wird als Präferenzmaß das Ranking-Verfahren verwendet, so kann die Parameterschätzung technisch über verschiedene Schätzalgorithmen erfolgen. Am häufigsten findet dabei MONANOVA Anwendung, ein modifiziertes varianzanalytisches Verfahren für ordinale Daten (**Kruskal** 1965). Weitere mögliche Schätzalgorithmen sind LINMAP (**Srinivasan/Shocker** 1973) und PREFMAP (**Caroll** 1973). Wird als Präferenzmaß hingegen eine Rating-Skala verwendet, so kann die Parameterschätzung technisch relativ einfach über eine Varianzanalyse oder über eine OLS-Regression erfolgen. Das Modul CATEGORIES innerhalb von SPSS schätzt aber auch bei Verwendung eines Ranking-Maßes die Teilnutzenwerte über eine einfache OLS-Regression, wobei folglich die Abstände zwischen den verschiedenen Rangplätzen als äquidistant angenommen werden. Ein solches Vorgehen ist insofern gerechtfertigt, als eine ganze Reihe von Methodenexperimenten gezeigt haben, dass sich die Parameterschätzungen, die in einer solchen Situation mit den verschiedenen Schätzalgorithmen erzielt werden, nur unwesentlich voneinander unterscheiden (**Huber** 1975; **Hauser/Urban** 1997; **Carmone/Green/Jain** 1978; **Cattin/Bliemel** 1978; **Jain** u.a. 1979; **Wittink/Cattin** 1981). Aus Platzgründen wird daher zur Veranschaulichung der Vorgehensweise im folgenden auch nur dieses Verfahren vorgestellt.

Zunächst soll dabei das Vorgehen im Rahmen einer sog. *individuellen Conjoint-Analyse* beschrieben werden. Hierbei erfolgt die Parameterschätzung für jeden einzelnen Befragten getrennt. Dies ist möglich, da jedem Befragten im Rahmen der Conjoint-Analyse mehrere Beurteilungsobjekte vorgelegt werden, so dass genügend Messwerte zur Verfügung stehen, um für jeden Befragten ein eigenes Präferenzstrukturmodell schätzen zu können. In dieser Möglichkeit der individuenbezogenen Auswertung ist einer der zentralen Unterschiede der Conjoint-Analyse zu den meisten anderen statistischen Analyseverfahren zu sehen, in deren Rahmen die Auswertung zumeist auf aggregierter Ebene erfolgt. Das Schätzmodell sieht dabei im Rahmen einer solchen individuellen Conjoint-Analyse wie folgt aus:

$$\hat{U}_{ob} = \hat{\alpha}_{0b} + \sum_{a=1}^{A_m-1} \sum_{m=1}^M \hat{\alpha}_{abm} x_{aom}$$

mit:

\hat{U}_{ob} = Schätzung für den Gesamtnutzenwert, den der Befragte b dem Objekt o zuschreibt,

$\hat{\alpha}_{0b}$ = geschätzter Basisnutzen,

$\hat{\alpha}_{abm}$ = geschätzter Teilnutzenwert der Ausprägung a des Merkmals m für den Befragten b,

$$x_{aobm} = \begin{cases} 1, & \text{falls Objekt o bei Merkmal m die Ausprägung a aufweist} \\ 0, & \text{andernfalls.} \end{cases}$$

Für jede Eigenschaft M sind dabei jeweils nur A_m-1 Teilnutzenwerte zu schätzen, da Teilnutzenwerte intervallskaliert sind und folglich ein beliebiger Wert addiert oder subtrahiert werden kann. In der Regel fixiert man entweder einen Teilnutzenwert auf den Wert Null oder aber man führt die Restriktion ein, dass sich die Teilnutzenwerte über die verschiedenen Ausprägungen einer Eigenschaft hinweg zu Null addieren, wie dies beispielsweise im Modul CATEGORIES innerhalb von SPSS der Fall ist. Das Minimierungsproblem stellt sich im Rahmen der individuellen Conjoint-Analyse dann wie folgt dar:

$$\sum_{o=1}^O (U_{ob} - \hat{U}_{ob})^2 = \sum_{o=1}^O \left(U_{ob} - \left(\hat{\alpha}_{0b} + \sum_{a=1}^{A_m-1} \sum_{m=1}^M \hat{\alpha}_{abm} x_{aom} \right) \right)^2 \rightarrow \min!$$

Die derart geschätzten Teilnutzenwerte werden für jeden Befragten auf einer einheitlichen Skala gemessen, die Intervallskalenniveau aufweist. Die Teilnutzenwerte besitzen folglich willkürliche, aber gleiche Nullpunkte und weisen die gleichen Skaleneinheiten auf. Damit sind die statistisch-methodischen Voraussetzungen für die intraindividuelle Verrechnung von Nutzenbeiträgen verschiedener Objektattribute gegeben. Allerdings variiert die bei der Quantifizierung der Nutzenbeiträge zugrundeliegende Skala möglicherweise interindividuell. Sollen also die Nutzenstrukturen verschiedener Individuen untereinander verglichen werden, so ist eine Normierung der Teilnutzenwerte notwendig, d.h. es muss sichergestellt sein, dass „die errechneten Teilnutzenwerte für alle Befragten jeweils auf dem gleichen ‚Nullpunkt‘ und gleichen Skaleneinheiten basieren“ (**Backhaus** u.a. 1994: 520). Im Rahmen der Normierung des Nullpunktes wird zunächst der Teilnutzenwert derjenigen Ausprägung einer jeden Eigenschaft, der den geringsten Nutzenbeitrag liefert, auf Null gesetzt. Dadurch ergibt sich der sog. *transponierte* Teilnutzenwert:

$$\alpha_{abm}^* = \hat{\alpha}_{abm} - \hat{\alpha}_{bm}^{\text{Min}}$$

mit:

α_{abm}^* = transponierter Teilnutzenwert für Ausprägung a von Eigenschaft m für den Befragten b,

$\hat{\alpha}_{bm}^{\text{Min}}$ = kleinster Teilnutzenwert, der beim Befragten b in Verbindung mit irgendeiner Ausprägung der Eigenschaft m auftritt.

Die Justierung der Skaleneinheit erfolgt dann, indem der Gesamtnutzenwert des am stärksten präferierte Stimulus (Kombination der jeweiligen Ausprägungen der verschiedenen Eigenschaften mit dem höchsten Teilnutzenwert) auf 1 gesetzt wird. Es ergibt sich der *normierte Teilnutzenwert*, der formal wie folgt beschrieben werden kann:

$$\alpha_{abm}^N = \frac{\alpha_{abm}^*}{\sum_{m=1}^M \max_a(\alpha_{abm}^*)}$$

mit:

α_{abm}^N = normierter Teilnutzenwert für Ausprägung a von Eigenschaft m bei Befragtem b.

$$\text{Es gilt: } \sum_{m=1}^M \max_a(\alpha_{abm}^N) = 1$$

Die Schätzung der Teilnutzenwerte muss allerdings nicht auf individueller Ebene erfolgen. Im Rahmen einer sog. *gemeinsamen Conjoint-Analyse* werden die Antworten aller Respondenten als Messwiederholungen aufgefasst und auf dieser Grundlage eine Art *typisches* oder *durchschnittliches* Präferenzstrukturmodell geschätzt. Im Rahmen der gemeinsamen Conjoint-Analyse wird also ein „across-subject constraint“ eingeführt und zwar dergestalt, dass die mit den verschiedenen Ausprägungen der betrachteten Attribute verbundenen Teilnutzenwerte als für alle Respondenten gleich angenommen werden (**Vriens** 1995: 59). Das Minimierungsproblem stellt sich im Rahmen einer solchen gemeinsamen Conjoint-Analyse wie folgt dar:

$$\sum_{b=1}^B \sum_{o=1}^O (U_{ob} - \hat{U}_{ob})^2 = \sum_{b=1}^B \sum_{o=1}^O \left(U_{ob} - \left(\hat{\alpha}_0 + \sum_{a=1}^{A_m-1} \sum_{m=1}^M \hat{\alpha}_{am} x_{aom} \right) \right)^2 \rightarrow \min!$$

Die Teilnutzenwerte, die im Rahmen einer gemeinsamen Conjoint-Analyse ermittelt werden, sind bei Verwendung des OLS-Algorithmus identisch mit den arithmetischen Mittelwerten der entsprechenden Teilnutzenwerte, die im Rahmen individueller Conjoint-Analysen ermittelt werden (vgl. **Moore** 1980). Bei der Interpretation der Ergebnisse solcher-

maßen aggregierter Teilnutzenwerte besteht allerdings die Gefahr des sog. „Mehrheitstrugschlusses“ (vgl. **Benna** 1998: 113). Damit ist gemeint, dass bei sehr heterogenen Präferenzstrukturen auf individueller Ebene die aggregierten Teilnutzenwerte nicht geeignet sind, die wahren Präferenzen der Mehrheit der Befragten zu repräsentieren. Im Extremfall weist kein einziger Befragter diejenige Präferenzstruktur auf, die im Rahmen einer gemeinsamen Conjoint-Analyse ermittelt wurde.

4.3.2 Bestimmung der relativen Bedeutung der Objektattribute

Die im Rahmen einer Conjoint-Analyse ermittelten (unnormierten) Teilnutzenwerte weisen Intervallskalenniveau auf. Ihre absolute Höhe hat folglich für sich genommen keinerlei inhaltliche Bedeutung, da eine beliebige Konstante addiert oder subtrahiert werden kann (**Theuerkauf** 1989: 1183). Erst der *Vergleich* der mit den verschiedenen Ausprägungen eines Objektattributs verbundenen Teilnutzenwerte lässt sich inhaltlich interpretieren. So wird diejenige Ausprägung mit dem höchsten Teilnutzenwert den anderen Ausprägungen vorgezogen. Keinesfalls aber gilt, dass ein Attribut für die *absolute Höhe* des Nutzens der verschiedenen Beurteilungsobjekte um so bedeutsamer ist, je größer die Differenz zwischen dem minimalen und dem maximalen Teilnutzenwert ausfällt, der mit einer seiner Ausprägungen verbunden ist (vgl. **Hahn** 1997: 77). Weichen nämlich die mit den verschiedenen Ausprägungen eines Attributs verbundenen Teilnutzenwerte nur geringfügig voneinander ab, so kann dieses Attribut durchaus einen bedeutsamen Beitrag zum Gesamtnutzen der zu evaluierenden Objekte leisten, dies gilt aber unabhängig von seiner jeweils konkret realisierten Ausprägung. Die geringe Spannweite der Teilnutzenwerte weist folglich nur darauf hin, dass eine *Variation* der Ausprägung dieses Attributs keine bedeutsame *Veränderung* des wahrgenommenen Gesamtnutzens eines Beurteilungsobjekts nach sich zieht. Die Spannweite der mit den verschiedenen Ausprägungen eines Attributs verbundenen Teilnutzenwerte gibt folglich Aufschluss über die maximale Nutzenveränderung, die durch eine *Variation* der Ausprägung dieses Attributs erzielt werden kann. Sie ist folglich ein Maß für die Wichtigkeit eines Attributs zur *Präferenzveränderung* (**Backhaus** u.a. 1994: 521).

Wenn im folgenden von der relativen Wichtigkeit eines Attributs gesprochen wird, ist folglich also immer die relative Wichtigkeit dieses Attributs für die *Präferenzveränderung* gemeint. Zu beachten ist allerdings, dass die Spannweite der Teilnutzenwerte eines Objektattributs natürlich unmittelbar von den durch den Forscher spezifizierten Ausprägungen dieses Attributs abhängig ist. Im Rahmen der Erstellung des Conjoint-Designs ist folglich bei der Auswahl der Ausprägungen der verschiedenen Attribute besonders sorgfältig vorzugehen und insbesondere darauf zu achten, dass keine unrealistischen Stimuli Berücksichtigung finden (vgl. 4.1.2). Außerdem gilt, dass die so definierte relative Wichtigkeit eines Objektattri-

buts zur Präferenzveränderung „nur für eine Modifikation der Eigenschaft von der ‚schlechtesten‘ zur ‚besten‘ Ausprägungsstufe Gültigkeit besitzt“ (**Hahn** 1997: 77).

Ein quantitatives Maß der relativen Bedeutung eines Attributs für die Präferenzveränderung im Vergleich zu den anderen untersuchten Merkmalen erhält man, indem man die Spannweite der Teilnutzenwerte des betreffenden Attributs durch die Summe dieser Spannweiten über alle betrachteten Attribute dividiert. Dieses Wichtigkeitsmaß addiert sich für alle Respondenten über die betrachteten Eigenschaften zu 100% (vgl. **Hair** u.a. 1995: 579). Im Rahmen einer individuellen Conjoint-Analyse gilt folglich:

$$w_{bm} = \frac{\max_a(\hat{\alpha}_{abm}) - \min_a(\hat{\alpha}_{abm})}{\sum_{m=1}^M \left(\max_a(\hat{\alpha}_{abm}) - \min_a(\hat{\alpha}_{abm}) \right)}$$

mit:

$$\begin{aligned} w_{bm} &= \text{Relative Wichtigkeit der Eigenschaft m für die} \\ &\quad \text{Präferenzveränderung bei Befragtem b,} \\ \max_a(\hat{\alpha}_{abm}) &= \text{maximaler Teilnutzenwert der Eigenschaft m für} \\ &\quad \text{Befragten b,} \\ \min_a(\hat{\alpha}_{abm}) &= \text{minimaler Teilnutzenwert der Eigenschaft m für} \\ &\quad \text{Befragten b.} \end{aligned}$$

Die relative Wichtigkeit eines Attributs für die Präferenzveränderung entspricht dabei dem größten normierten Teilnutzenwert, der mit einer Ausprägung dieses Attributs verbunden ist. Es gilt folglich:

$$w_{bm} = \max_a(a_{abm}^N)$$

mit:

$$\max_a(a_{abm}^N) = \text{maximaler normierter Teilnutzenwert der} \\ \text{Eigenschaft m für Befragten b.}$$

Die relative Wichtigkeit eines Attributs für die Präferenzveränderung lässt sich in analoger Art und Weise auch im Rahmen einer gemeinsamen Conjoint-Analyse bestimmen. Die im Rahmen einer gemeinsamen Conjoint-Analyse ermittelten relativen Wichtigkeiten entsprechen dabei nicht notwendigerweise – wie dies bei den Teilnutzenwerten der Fall ist – den arithmetischen Mittelwerten der entsprechenden Werte, die im Rahmen individueller Conjoint-Analysen ermittelt werden. Abweichungen zwischen den durchschnittlichen relativen Wichtigkeiten, die im Rahmen der individuellen Conjoint-Analysen ermittelt wurden, und den im Rahmen der gemeinsamen Conjoint-Analyse ermittelten relativen Wichtigkeiten deuten dabei auf ein hohes Maß an Heterogenität der Präferenzstrukturen auf individueller Ebene hin (vgl. z.B. **Hahn** 1997: 146-150): „Aggregate data may mask the importance of attributes on which people fail to agree about the rank ordering of attribute levels“ (Ameri-

can Marketing Association 1992: 10). Vor diesem Hintergrund wird in der Literatur empfohlen: „It is better to calculate attribute importance at the individual level, then average across individuals than to calculate average importance on aggregate data“ (American Marketing Association 1992: 10).

4.3.3 Segmentation

Ein entscheidender Unterschied der Conjoint-Analyse zu vielen anderen multivariaten Analyseverfahren besteht darin, dass für *jeden einzelnen Befragten* ein eigenes Modell seiner Nutzenstruktur geschätzt wird. Die Ergebnisse dieser Individualanalysen können anschließend zum Zwecke der Informationsreduktion durch Mittelwertbildung über die normierten Teilnutzenwerte aggregiert werden. Eine solche Aggregation ist allerdings mit erheblichen Informationsverlusten verbunden, die um so gewichtiger sind, je heterogener die individuellen Nutzenstrukturen ausfallen. Günstiger ist es deshalb, die Befragten zu Gruppen zusammenzufassen, die hinsichtlich ihrer Präferenzstrukturen in sich möglichst *homogen* und untereinander möglichst *heterogen* sind. Die Bildung dieser Gruppen kann dabei in zweierlei Art und Weise erfolgen (vgl. u.a. **Hahn** 1997: 150f.).

Im Rahmen der sog. *A-Priori-Segmentierung* erfolgt die Gruppenbildung auf der Grundlage von direkt beobachtbaren Merkmalen der Befragungspersonen, von denen aufgrund theoretischer Vorüberlegungen angenommen wird, dass sie mit der Präferenzstruktur der Befragten in Zusammenhang stehen. Die Qualität der Segmentierung ist im Rahmen eines solchen Vorgehens aber notwendigerweise eine Funktion der Qualität der Hypothesen über die Determinanten individueller Präferenzstrukturen. Diese Art der Gruppenbildung ist folglich nur dann angemessen, wenn untersucht werden soll, ob sich verschiedene Bevölkerungsgruppen in ihren Präferenzstrukturen voneinander unterscheiden, nicht aber dann, wenn es darum geht eine möglichst trennscharfe Segmentierung vorzunehmen.

Im Rahmen der sog. *A-Posteriori-Segmentierung* (auch: two-stage conjoint segmentation procedure) hingegen erfolgt die Gruppenbildung auf der Grundlage der Ergebnisse der individuellen Conjoint-Analysen (vgl. **Green/Krieger** 1991; **Vriens** 1995: 153-180). Dabei wird in aller Regel das Verfahren der Cluster-Analyse verwendet. Die Basisvariablen zur Clusterbildung sollten dabei die *normierten* Teilnutzenwerte der konkreten Ausprägungen der verschiedenen Objektattribute bilden, nicht aber die relativen Wichtigkeiten der untersuchten Attribute. Dies gilt deshalb, weil Personen, für die ein Attribut die gleiche relative Wichtigkeit besitzt gleichwohl diametral entgegengesetzte Präferenzen bezüglich der einzelnen Ausprägungen dieses Attributs aufweisen können. Die im Rahmen der Cluster-Analyse identifizierten Segmente werden dann in einem zweiten Schritt anhand weiterer, nicht zur Segmentierung herangezogener Variablen beschrieben (sog. *Deskriptor-Variablen*), um einen besseren Eindruck von den spezifischen Charakteristika der Befragten in diesem Segment zu erhalten (vgl. als Anwendungsbeispiel **Backhaus** u.a. 1992; **Benna** 1998).

Im Rahmen des eben beschriebenen Vorgehens der A-Posteriori-Segmentierung kann als problematisch angesehen werden, dass die Teilnutzenwerte, die die Grundlage der Clusterbildung darstellen, aufgrund der im Rahmen von Conjoint-Analysen meist geringen Zahl von Freiheitsgraden zuweilen unreliabel sind und daher nur eine sehr unzuverlässige Basis der Segmentbildung darstellen. Außerdem wird bei der A-Posteriori-Segmentierung in zwei unverbundenen Schritten vorgegangen, in deren Rahmen jeweils unterschiedliche statistische Kriterien optimiert werden. Vor diesem Hintergrund sind eine Reihe von sogenannten *integrierten Conjoint-Segmentierungsverfahren* vorgeschlagen worden, in deren Rahmen „the estimation stage and the segmentation stage are integrated, so that one criterion of interest is optimized under the restrictions of the type of partitioning imposed“ (Vriens 1995: 154). Exemplarisch seien an dieser Stelle die Clusterwise-Regression-Method (*Wedel/Kistemaker* 1989) und die Latent-Class-Procedure (*DeSarbo* u.a. 1992) genannt. Diese Verfahren sind aber bislang noch nicht im Rahmen der gängigen Statistikpakete zur Durchführung von Conjoint-Analysen implementiert.

4.3.4 Conjoint-Simulator

Die Tatsache, dass im Rahmen der Conjoint-Analyse für jeden Befragten ein eigenes Modell der Präferenzbildung geschätzt wird, eröffnet außerdem die Möglichkeit der *Marktsimulation* (vgl. *Louviere* 1988: 68-76). Hierbei werden nach Maßgabe verschiedener Wettbewerbsszenarien die Beurteilungsobjekte festgelegt (sog. *choice sets*), auf der Grundlage der ermittelten Teilnutzenwerte deren jeweilige Gesamtbewertung errechnet und anschließend für jeden Befragten dessen Verhalten modelliert. Für die Transformation der im Rahmen des Conjoint Measurement gewonnenen Präferenzdaten in eine Kauf- bzw. Wahlwahrscheinlichkeit p stehen dabei drei Entscheidungsregeln zur Verfügung: Das *maximum-utility-Modell*, das *purchase probability-Modell* und das *Logit-Modell*.

- Im Rahmen des *maximum-utility-Modell* (auch: First-Choice-Regel) wird davon ausgegangen, dass die Befragten dasjenige Objekt wählen bzw. kaufen, das ihnen den größten Gesamtnutzen stiftet. Formal kann dieses Modell wie folgt dargestellt werden (vgl. *Hahn* 1997: 155; *Vriens* 1995: 73):

$$p_{nb} = \begin{cases} 1, & \text{falls } U_{nb} = \max_n U_{nb}, \\ 0, & \text{falls } U_{nb} < \max_n U_{nb} \end{cases}$$

mit:

p_{nb} = Auswahlwahrscheinlichkeit für Objekt n bei Befragtem b ,

U_{nb} = von Befragtem b empfundener Nutzen von Objekt n ,

n = Index der Menge aller Elemente des choice sets, mit
 $n \in (1, 2, \dots, N)$.

Da im Rahmen dieses Modells nur die beiden Auswahlwahrscheinlichkeiten 0 und 100% zur Verfügung stehen, wird mit diesem Modell also auf individueller Ebene unmittelbar das Verhalten vorhergesagt.

- Eine zweite Möglichkeit zur Berechnung einer Kaufwahrscheinlichkeit auf individueller Ebene stellt das *purchase-probability-Modell* (auch: BTL (**Bradley-Terry-Luce**) Modell) dar (**Bradley/Terry** 1952; **Luce** 1959). Bei diesem wird jedem Objekt eine Kaufwahrscheinlichkeit zugeordnet, die dem Nutzen des betreffenden Objekts im Verhältnis zu den Nutzen aller betrachteten Objekte des choice sets entspricht (vgl. **Green/Krieger** 1988; **Hair** u.a. 1995). In einer formalen Darstellung gilt also:

$$p_{nb} = \frac{U_{nb}}{\sum_{n=1}^N U_{nb}}$$

In diesem Modell wird also davon ausgegangen, dass eine Person nicht zwingend das Objekt mit dem höchsten Gesamtnutzen wählt bzw. kauft. Allerdings steigt die Kauf- bzw. Wahlwahrscheinlichkeit mit steigendem Nutzen eines Objekts.

- Im *Logit-Modell* schließlich wird ähnlich wie im eben betrachteten purchase-probability-Modell verfahren, allerdings werden nun nicht mehr die absoluten Nutzenwerte betrachtet werden. Vielmehr wird die Euler'sche Zahl in die Potenz der entsprechenden Nutzenwerte erhoben. Dadurch werden besonders große Unterschiede zwischen den Gesamtnutzenwerten der verschiedenen Objekte des choice set geglättet und schlagen sich nicht in drastischen Unterschieden in den jeweiligen Marktanteilen nieder.

$$p_{nb} = \frac{e^{U_{nb}}}{\sum_{n=1}^N e^{U_{nb}}}$$

mit:

e = Euler'sche Zahl

Durch anschließende Aggregation der auf individueller Ebene errechneten Kauf- bzw. Wahlwahrscheinlichkeiten lassen sich dann die Markt- bzw. Stimmenanteile der Beurteilungsobjekte in den verschiedenen Wettbewerbsszenarien ermitteln.

4.3.5 Diagnose der Ergebnis- und Prognosegüte

Die Ergebnis- und Prognosegüte lässt sich im Rahmen der Conjoint-Analyse mittels diverser Maßzahlen bestimmen: Als Maß für die *interne Validität* des geschätzten Modells kann die Korrelation zwischen den im Rahmen des Modells geschätzten und den empirisch beobachteten Gesamtnutzenwerten herangezogen werden (**Stallmeier** 1993: 64). Da bei einer

individuellen Conjoint-Analyse in aller Regel nur sehr wenige Freiheitsgrade zur Verfügung stehen – zuweilen werden gar saturierte Modelle geschätzt – muss diese Maßzahl aber schon aus schätztheoretischen Gründen einen sehr guten Modellfit anzeigen. Sie ist daher auch nur von sehr eingeschränktem praktischen Nutzen. Die *Prognosevalidität* kann ermittelt werden, wenn im Prozess der Datenerhebung über die zur Schätzung der Teilnutzenwerte notwendigen Stimuli hinaus den Befragten weitere Stimuli vorgelegt werden, die nicht zur Parameterschätzung notwendig sind und in diese auch nicht eingehen (sog. *Holdout-Cards*). Auf der Grundlage der geschätzten Modellparameter wird dann für diese Stimuli ein Gesamtnutzenwert vorhergesagt. Die Korrelation dieses Prognosewertes mit dem empirischen beobachteten Präferenzwert gibt dann Auskunft über die Prognosekraft des geschätzten Modells. Im Idealfall sollten dabei so viele Holdout-Stimuli erhoben werden, dass die Zahl der zur Parameterschätzung verfügbaren Stimuli der Zahl der Holdout-Stimuli entspricht (*Green/Srinivasan* 1978: 115; *Green/Srinivasan* 1990: 13; *Schweidl* 1985: 70). Die *externe Validität* einer Conjoint-Analyse wird schließlich ermittelt, indem man das auf der Grundlage ihrer Ergebnisse vorhergesagte Verhalten der Menschen mit ihrem realen Verhalten vergleicht. Dieser Vergleich kann dabei auf individueller Ebene erfolgen, indem man das Entscheidungsverhalten eines Befragten mit Hilfe der Ergebnisse der Conjoint-Analyse vorherzusagen versucht (*Montgomery/Wittink* 1980; *Krishnamurthi* 1989), oder aber auf aggregierter Ebene, indem man die geschätzten Markt- bzw. Stimulenteile mit den empirisch beobachteten vergleicht (*Davidson* 1973; *Page/Rosenbaum* 1987). Je größer dabei jeweils die Übereinstimmung ausfällt, desto größer ist die externe Validität.

5 Grenzen und Probleme der „traditionellen“ Conjoint-Analyse

Das Hauptproblem der traditionellen Conjoint-Analyse besteht darin, dass in ihrem Rahmen nur eine sehr *begrenzte Zahl von entscheidungsrelevanten Objekteigenschaften* berücksichtigt werden kann, da ansonsten die Zahl der den Befragten zu präsentierenden Stimuli zu groß zu werden droht (vgl. z.B. *Vriens* 1995: 119). Sie ist daher in vielen komplexen Entscheidungssituationen nicht anwendbar. Aber selbst dann, wenn die Zahl der untersuchten Eigenschaften überschaubar ist, steht man im Rahmen der traditionellen Conjoint-Analyse vor dem Problem, dass einerseits die Zahl der durch die Respondenten zu beurteilenden Stimuli möglichst gering gehalten werden sollte, man andererseits aber an einer möglichst großen Zahl von Freiheitsgraden interessiert ist, um zuverlässige Parameterschätzungen zu erhalten. In der Forschungspraxis wird dieser Konflikt in der Regel zugunsten einer möglichst geringen Zahl von Stimuli gelöst, so dass sich viele Conjoint-Analysen am Rande des „schätztheoretische[n] Abgrund[s]“ bewegen (*Stallmeier* 1993: 53).

Ein weiterer Mangel der traditionellen Conjoint-Analyse besteht darin, dass sie *keine integrierte Entscheidungsregel* enthält (**Hahn** 1997: 128f; **Benna** 1998: 282). Sie liefert vielmehr lediglich Präferenzdaten aus denen dann mittels zusätzlicher Hypothesen das Entscheidungsverhalten der befragten Personen abgeleitet werden muss (vgl. 4.3.4). In der Marketingforschung ist man aber in der Regel an der unmittelbaren Vorhersage der Kaufentscheidung der Respondenten interessiert, so dass das Fehlen einer integrierten Entscheidungsregel im Rahmen der Conjoint-Analyse dort zunehmend kritisiert wird (vgl. exemplarisch **Hahn** 1997). Als problematisch wird in diesem Zusammenhang außerdem angesehen, dass die vorgestellten Entscheidungsregeln, um die die Conjoint-Analyse zum Zwecke der Vorhersage des individuellen Verhaltens ergänzt werden kann, alle davon ausgehen, dass sich ein Befragter zwingend für eines der Objekte des choice sets entscheiden muss (**Hahn** 1997: 157). Die Möglichkeit, dass ein Befragter keines der Objekte kaufen bzw. wählen würde, ist also im Rahmen der traditionellen Conjoint-Analyse nicht vorgesehen, was die Realitätsnähe der Conjoint-Analyse nicht unerheblich mindert, da Präferenzbildung und Kauf- bzw. Wahlentscheidung oftmals voneinander unabhängig sind.

Als weiterer Kritikpunkt an der Conjoint-Analyse kann angeführt werden, dass sie die Phase der Objektwahrnehmung als Vorstufe der Präferenzbildung gewissermaßen überspringt, sie also implizit davon ausgeht, dass die Befragten über eine vollständige und korrekte Wahrnehmung der Beurteilungsobjekte verfügen (**Mengen** 1993: 73; vgl. auch **Stallmeier** 1993: 74). Diese Annahme ist insofern plausibel, als im Rahmen der Conjoint-Analyse den Befragten zumeist schriftliche Kurzbeschreibungen der verschiedenen zu beurteilenden Stimuli vorgelegt werden, auf denen diese hinsichtlich der untersuchungsrelevanten Attribute vollständig beschrieben sind. Bei diesem Vorgehen besteht zunächst kein Grund zu der Annahme, dass die Respondenten die Beurteilungsobjekte unvollständig oder unkorrekt wahrnehmen. Fraglich wird diese Annahme aber bereits bei einer graphischen oder figürlichen Präsentation der Stimuli. Hier kann a priori nicht davon ausgegangen werden, dass die Befragten alle vom Forscher experimentell variierten Eigenschaften tatsächlich auch wahrnehmen. Problematisch ist das Überspringen der Objektwahrnehmung aber auch bei der Verwendung der im Rahmen einer Conjoint-Analyse ermittelten Präferenzdaten für die Vorhersage der Kauf- bzw. Wahlentscheidung bezüglich realer Objekte (z.B. Produkte). In diesem Fall kann nicht unbesehen davon ausgegangen werden, dass die Wahrnehmung, die die Befragten von diesen Objekten besitzen, die im Rahmen der Conjoint-Analyse analysierten Attribute umfasst und außerdem deren objektiven Ausprägungen mit deren subjektiver Wahrnehmung durch die Probanden übereinstimmen.

6 Weiterentwicklungen der Conjoint-Analyse

In den letzten Jahren hat es eine ganze Reihe von methodischen Innovationen gegeben, mit denen versucht wurde, einige der eben beschriebenen Limitationen der traditionellen Conjoint-Analyse zu überwinden. So wurde die Conjoint-Analyse zum einen um einen kompositionellen Befragungsteil erweitert, um eine größere Zahl von Attributen verarbeiten zu können (vgl. Kapitel 6.1). Zum anderen wurde versucht, das Verhalten der Auskunftspersonen, also insbesondere ihre Wahlhandlungen, in das Modell der Conjoint-Analyse zu integrieren (vgl. Kapitel 6.2). Diese methodischen Innovationen seien im folgenden kurz beschrieben, um einen vollständigen Überblick über das Verfahren der Conjoint-Analyse, wie es sich heute darstellt, zu erhalten.

6.1 Integration einer größeren Zahl von Eigenschaften

6.1.1 Die hybride Conjoint-Analyse

Im Rahmen der *hybriden Conjoint-Analyse* (vgl. zuerst **Green/Goldberg/Montemayor** 1981 sowie außerdem **Green** 1984 und **Green/Krieger** 1996) wird die „traditionelle“ Conjoint-Analyse um einen vorgeschalteten kompositionellen Befragungsteil erweitert (vgl. für eine Anwendung **Schubert** 1991). Im Rahmen des kompositionellen Befragungsteils werden dabei zunächst alle Eigenschaftsausprägungen von den Befragten direkt hinsichtlich ihrer Vorziehungswürdigkeit bewertet und anschließend die relative Wichtigkeit der verschiedenen betrachteten Eigenschaften abgefragt. Nachgeschaltet erfolgt dann ein dekompositioneller Befragungsteil, in dessen Rahmen den Befragten verschiedene Beurteilungsobjekte vorgeführt werden, die von diesen beurteilt werden sollen. Der dekompositionelle Befragungsteil wird dabei über ein Profildesign administriert. Im Unterschied zur traditionellen Conjoint-Analyse werden den Befragten im Rahmen des dekompositionellen Befragungsteils des hybriden Modells aber nicht alle n Objekte des jeweiligen experimentellen Designs vorgeführt. Vielmehr wird die untersuchte Stichprobe in k Teilstichproben unterteilt und den Befragten in diesen Teilstichproben jeweils nur n/k Stimuli präsentiert. Aufgrund der Informationen, die im Rahmen des vorgeschalteten kompositionellen Befragungsteils erhoben wurden, erfolgt zunächst eine vorläufige Schätzung der Teilnutzenwerte auf individueller Ebene. Diese Schätzung wird dann im Anschluss durch die Ergebnisse des auf aggregierter Ebene ausgewerteten dekompositionellen Befragungsteils korrigiert. Aufgrund der im Rahmen der hybriden Conjoint-Analyse erfolgenden Aufteilung des experimentellen Designs auf verschiedene Teilstichproben wird dabei auch die Untersuchung von Beurteilungsobjekten mit einer Vielzahl von beurteilungsrelevanten Eigenschaften möglich. Allerdings kann keine Berechnung der Teilnutzenwerte auf individueller Ebene mehr erfolgen, womit einer der zentralen Vorteile der Conjoint-Analyse aufgegeben wird (**Vriens** 1995: 11).

6.1.2 Die Adaptive-Conjoint-Analyse (ACA)

Die *Adaptive-Conjoint-Analyse* (vgl. zuerst **Johnson** 1985 sowie außerdem **Green/Krieger/Agarwal** 1991 und **Johnson** 1991) stellt im Kern eine Weiterentwicklung der hybriden Conjoint-Analyse dar, wobei die Datenerhebung nun allerdings im Rahmen eines computergestützten Interviews erfolgt (vgl. Sawtooth Software 1996). Dieses Verfahren wird deshalb als *adaptiv* bezeichnet, da das Programm im Prozess des Interviews vor dem Hintergrund der bereits gegebenen Antworten jeweils berechnet, mit welchen Fragen der Befragte im nächsten Schritt konfrontiert werden soll. Die Adaptive-Conjoint-Analyse geht dabei in fünf Schritten vor: Zunächst werden für jede Eigenschaft diejenigen Ausprägungen ausgeschlossen, die ein Befragter für in keinem Fall akzeptabel hält (dieser Schritt kann aber auch übergangen werden). Sodann wird der Befragte gebeten, die verbleibenden Ausprägungen einer jeden Eigenschaft nach Maßgabe ihrer Vorziehenswürdigkeit zu bewerten. Die relative Bedeutung der verschiedenen betrachteten Eigenschaften wird dann ermittelt, indem die Befragten gebeten werden anzugeben, welche Bedeutung dem Unterschied zwischen der jeweils besten und der jeweils schlechtesten Ausprägung einer Eigenschaft zukommt, wenn sie sich zwischen zwei Beurteilungsobjekten entscheiden müssten, die sich nur in dieser Hinsicht voneinander unterscheiden. Im Anschluss werden den Befragten jeweils zwei Stimuli präsentiert, die durch mindestens zwei und höchstens fünf der untersuchten Objektattribute charakterisiert werden. Die Befragten sollen dabei auf einer bipolaren Rating-Skala angeben, welchen der beiden Stimuli sie präferieren. Die präsentierten Stimuli werden dabei von der Befragungssoftware so ausgewählt, dass sie von dem jeweiligen Befragten auf der Grundlage des bis zu diesem Zeitpunkt berechneten Präferenzmodells als möglichst ähnlich angesehen werden, wobei allerdings immer darauf geachtet wird, dass letztlich ein orthogonales Design Anwendung findet. Auf diese Art und Weise ist sichergestellt, dass das jeweils abgefragte Präferenzurteil des Befragten die größtmögliche *zusätzliche* Information über seine Präferenzen liefert. Dieser Prozess wird so lange fortgeführt bis ein vom Anwender zu spezifizierendes Abbruchkriterium erfüllt ist. Am Schluss des Interviews werden den Befragten dann noch eine Reihe von sogenannten „Calibrating Concepts“ präsentiert. Bei diesen handelt es sich um Stimuli die hinsichtlich der wichtigsten Eigenschaften beschrieben werden und bezüglich derer der Befragte angeben muss, mit welcher Wahrscheinlichkeit er sie kaufen würde. Die Informationen dieses letzten Schritts werden benötigt, um die Teilnutzenwerte der Befragten auf eine interindividuell vergleichbare Skala zu normieren. Außerdem werden die hier erzielten Informationen benutzt um die Ergebnisse des kompositionellen und des dekompositionellen Befragungsteils relativ zueinander so zu gewichten, dass der größtmögliche Vorhersageerfolg hinsichtlich der „Calibrating Concepts“ erzielt wird.

6.2 Integration des Verhaltens

6.2.1 Das Choice-Based-Conjoint (CBC)

Das *Choice-Based-Conjoint* (vgl. zuerst **Louviere/Woodworth** 1983) unterscheidet sich von allen vorgenannten Varianten der Conjoint-Analyse dadurch, dass in ihrem Rahmen als Präferenzmaß nicht das Rating- oder das Rankingverfahren (oder eine ihrer Varianten) benutzt wird, sondern die Befragungspersonen aus einer Reihe sog. *choice sets* jeweils einen Stimuli auswählen müssen. Die Stimuli werden dabei durch eine Kombination von konkreten Ausprägungen *aller* betrachteten Eigenschaften gebildet, so dass im Rahmen des Choice-Based-Conjoint wieder nur eine relativ kleine Zahl von entscheidungsrelevanten Eigenschaften berücksichtigt werden kann. Die Befragten haben darüber hinaus aber außerdem auch immer die Möglichkeit, *keinen* der Stimuli eines Choice Sets zu wählen. Die Struktur der Datenerhebung entspricht dadurch sehr gut einer alltäglichen Entscheidungssituation, in deren Rahmen in der Regel ebenfalls nur eine Alternative gewählt werden *kann* aber nicht gewählt werden *muss*. Diese Art der Datenerhebung ist allerdings sehr viel weniger „informationshaltig“ als die traditionelle Conjoint-Analyse, da die Befragten pro choice set jeweils nur einen Messwert liefern. Im Rahmen des Choice-Based-Conjoint ist es daher in der Regel auch nicht möglich, die Teilnutzenwerte auf individueller Ebene zu schätzen. Die Auswertung muss also auf aggregierter Ebene erfolgen. Wird das Choice-Based-Conjoint computerbasiert administriert, dann werden den Befragten in der Regel unterschiedliche choice sets vorgelegt, so dass auf aggregierter Ebene nicht nur die Haupteffekte sondern auch Interaktionseffekte geschätzt werden können (vgl. Sawtooth Software 1999a). Die Zahl der in einem choice set enthaltenen Stimuli sowie die Zahl der jedem Befragten zu präsentierenden choice sets werden im Rahmen des Choice-Based-Conjoint vom Anwender vorgegeben. Die Auswertung der erhobenen Daten erfolgt entweder durch eine einfache Auszählung der von den verschiedenen Stimuli erhaltenen „Wahlen“ oder aber durch ein multinomiales Logit-Modell. Neuere Entwicklungen ermöglichen die Verbindung des Choice-Based-Conjoint mit der Latent-Class-Analyse (Sawtooth Software 1999b), so dass die parallele Segmentierung der Befragten nach Maßgabe der Homogenität ihrer Präferenzstrukturen möglich ist und man somit zumindest Gruppen von Befragten mit identischen Präferenzstrukturen bilden kann.¹³

¹³ Die neueste Entwicklung im Bereich der Conjoint-Analyse soll es sogar ermöglichen, mit Hilfe der Bayesian Statistics aus den Ergebnissen des Choice-Based-Conjoint auf individuelle Teilnutzenwerte zu schließen (Sawtooth Software 1999c).

6.2.2 Die Limit-Conjoint-Analyse

Eine relativ einfache Möglichkeit, eine Verhaltensdimension in die traditionelle Conjoint-Analyse zu integrieren und gleichzeitig weitere Analysen auf individueller Ebene vornehmen zu können, stellt die sog. *Limit-Conjoint-Analyse* dar (vgl. zuerst **Hahn** 1997). Ausgehend von einer mittels der Profilmethode durchgeführten Conjoint-Analyse, in deren Rahmen als Präferenzmaß das Ranking-Verfahren Verwendung findet, kann man durch einfaches Hinzufügen einer sog. *Limit-Card* das Entscheidungsverhalten der Befragten in das Conjoint-Modell integrieren. Die Limit-Card gibt dabei an, bis zu welchem Rangplatz die Befragten die präsentierten Stimuli kaufen bzw. wählen würden. Sie wird hinter die letzte Profilkarte sortiert, auf der ein Beurteilungsobjekt beschrieben ist, das ein Befragter tatsächlich kaufen bzw. wählen würde. Findet ein Befragter keines der beschriebenen Beurteilungsobjekte akzeptabel, so muss er alle Profilkarten hinter die Limit-Card sortieren. Die Limit-Conjoint-Analyse setzt weiter voraus, dass die Teilnutzenwerte der Befragten trotz des ordinalen Präferenzmaßes über eine OLS-Regression geschätzt werden. Erhält in einer solchen Konstellation normalerweise der meistpräferierte von N bewerteten Stimuli den Wert N zugewiesen, während der letztpräferierte Stimulus den Wert 1 erhält, so wird nun eine Skalenverschiebung dergestalt vorgenommen, dass der Nullpunkt der Skala zwischen den letzten noch gewählten und den ersten abgelehnten Stimuli verschoben wird (vgl. **Hahn** 1997: 203). Die Limit-Card kann somit gewissermaßen als „individueller Nutzennullpunkt“ interpretiert werden (**Stadie** 1998: 67). Ein solches Modell ermöglicht dann auch eine Vorhersage, ob ein beliebiges Objekt von einem Befragten gewählt würde oder nicht: Der Basisnutzen α_{ob} (vgl. Kapitel 4.3.1) gibt dabei den Betrag der Nutzenschwelle an, die überwunden werden muss, damit ein Objekt gewählt wird (**Hahn** 1997: 206). Reichen die mit den Eigenschaftsausprägungen eines konkreten Objekts verbundenen Teilnutzenwerte nicht aus, diese Nutzenschwelle zu überwinden, dann wird auf der Grundlage dieses Modells vorhergesagt, dass die betreffende Person dieses Objekt nicht kaufen bzw. wählen wird.

7 Sozialwissenschaftliche Anwendungsmöglichkeiten

In der sozialwissenschaftlichen Literatur lassen sich bislang nur einige wenige Anwendungen der Conjoint-Analyse finden. **Diekmann** (1982) verwendete die Conjoint-Analyse zur Messung des Sozialprestiges, **Shamir** und **Shamir** (1995) zur Messung von Wertorientierungen sowie **Klein** (2002a, 2002b) für die Messung von Policy-Präferenzen. Anhand der beiden letztgenannten Anwendungsbeispiele soll im folgenden kurz aufgezeigt werden, welche Vorteile die Conjoint-Analyse hinsichtlich der dort untersuchten Fragestellungen jeweils aufweist.

Worin bestehen zunächst die Vorteile der Conjoint-Analyse bei der Messung von Wertorientierungen? Im Rahmen der von **Shamir/Shamir** (1995) durchgeführten Conjoint-Analyse zu Messung von Wertorientierungen werden die Befragten unter Verwendung der Profilmethode gebeten, mehrere Gesellschaftsszenarien, die jeweils verschiedene Kombinationen der untersuchten Werte repräsentieren, in eine Rangordnung zu bringen. Die Befragten müssen also alle untersuchten Werte gleichzeitig aktualisieren und zur Bewertung der vorgelegten Alternativen heranziehen. Damit wird der Tatsache Rechnung getragen, dass Werte von ihrer Natur her immer *vergleichend* und im realen Leben immer auch mehr oder weniger *rivalisierend* sind. Die Befragten müssen folglich *Prioritäten* setzen und dabei auch *trade-offs* zwischen den verschiedenen Werten vornehmen. Die Conjoint-Analyse ist dabei insofern ein sehr flexibles Instrument, als der Befragte völlig frei ist, welche der angesprochenen Werte er zur Bewertung heranziehen will, wie er die verschiedenen Werte gewichtet und welche trade-offs er zwischen den verschiedenen Werten vornimmt. Da die Präferenzmessung über ein Ranking-Verfahren erfolgt, ist darüber hinaus nicht mit gravierenden *response sets* zu rechnen, gleichwohl können die Befragten die verschiedenen untersuchten Werte aber durchaus gleich gewichten. Da die Befragten im Rahmen der Conjoint-Analyse ihre Wertorientierungen nicht explizit nennen, sondern diese aus der Bewertung der verschiedenen Gesellschaftsszenarien abgeleitet werden, ist auch mit geringeren Verzerrungen durch Effekte der sozialen Erwünschtheit zu rechnen. Die der Conjoint-Analyse zugrundeliegende Verbundmessung von Werten erscheint außerdem als besonders realitätsnahes Verfahren, insofern es von den Befragten die Evaluation realistischer Szenarien und nicht bloß einzelner abstrakter Werte verlangt.

Die Vorteile der Conjoint-Analyse bei der Analyse von Policy-Präferenzen lassen sich besonders gut in Abgrenzung zum bislang vorherrschenden Vorgehen in der empirischen Wahlforschung, dem sog. *räumlichen Modell der Parteienkonkurrenz* herausarbeiten: Hier müssen die Befragten ihren eigenen sowie die subjektiv wahrgenommenen Standpunkte der verschiedenen Parteien auf einer bipolaren Policy-Skala angeben, wobei davon ausgegangen wird, dass diese Skala „ein stetig verlaufendes Kontinuum von Maßnahmen bezüglich einer politischen Streitfrage darstellt und jede einzelne Position auf dieser Skala einen bestimmten Grad, eine klar definierte Abstufung hinsichtlich des Ausmaßes dieser Maßnahmen repräsentiert“ (**Behnke** 1999: 66). Die Bewertung der einzelnen möglichen Standpunkte bezüglich der untersuchten Streitfragen ergibt sich im Rahmen räumlicher Modelle der Parteienkonkurrenz dann einfach durch die jeweilige Distanz zum Standpunkt des Befragten. Für jede der untersuchten Streitfragen kann damit für jeden Befragten die Policy-Distanz zu den verschiedenen politischen Parteien berechnet werden. Diese Distanzen werden mit der subjektiven Wichtigkeit der betreffenden Streitfrage für den Befragten, die über eine einfache Rating-Skala erhoben wird, gewichtet und anschließend für die verschiedenen Parteien aufsummiert. Für jede Partei ergibt sich so ein globales Maß der programmatischen Nähe zu den Standpunkten des Befragten.

Als Nachteil dieses Vorgehens ist anzusehen, dass die Probanden die untersuchten Wahlplattformen nicht ganzheitlich beurteilen müssen. Vielmehr bewerten sie die verschiedenen Streitfragen unabhängig voneinander. Nun stehen in einer parlamentarischen Demokratie aber nicht einzelne politische Sachfragen zur Abstimmung, sondern vielmehr die Wahlplattformen der Parteien, die Aussagen zu vielen Politikfeldern enthalten. Die Wähler müssen also zwischen den verschiedenen programmatischen Aussagen der Parteien abwägen, denn kaum ein Wähler wird in allen Punkten mit der von ihm letztlich gewählten Partei übereinstimmen. Die Befragten sollten also im Rahmen eines dekompositionellen Vorgehens dazu gezwungen werden, die in den Wahlplattformen der Parteien enthaltenen Aussagen zu den verschiedenen Streitfragen einer Wahl gegeneinander abzuwägen, wenn man zu validen Schätzungen der relativen Wichtigkeiten dieser Streitfragen für die Präferenzbildung der Wähler gelangen will. Vor diesem Hintergrund bietet es sich an, die Policy-Präferenzen der Wähler über eine mittels der Profilmethode administrierte Conjoint-Analyse zu erheben (vgl. **Klein** 2002a). Die im Rahmen räumlicher Modelle der Parteienkonkurrenz gestellte direkte Frage nach der subjektiven Wichtigkeit der verschiedenen Politikfelder hingegen wird in der Regel keine validen Informationen über die relative Bedeutung der verschiedenen Streitfragen liefern. Die Ergebnisse vieler experimenteller Studien zeigen nämlich, dass Befragte in der Regel nicht in der Lage sind, valide Angaben darüber zu machen, welche Bedeutung den verschiedenen Eigenschaften der in einer konkreten Entscheidungssituation zur Wahl stehenden Alternativen bei ihrer Urteilsbildung letztlich zukommt, wenn man sie direkt danach fragt (**Slovic/Fleissner/Baumann** 1972; **Scott/Wright** 1976). **Nisbett** und **Wilson** (1977) bestreiten gar „jegliche Einsicht in kognitive Prozesse höherer Ordnung ... Nach ihrer Meinung ist es lediglich möglich, das Produkt eines Entscheidungsprozesses bewusst zu verbalisieren, nicht jedoch den Entscheidungsprozeß selbst“ (**Behnke** 1999: 112).

Literatur

- Acito, Franklin**, 1977: An Investigation of Some Data Collection Issues in Conjoint Measurement. In: American Marketing Association (Hrsg.): American Marketing Association Educators' Conference Proceedings. Chicago: AMA, S. 82-85.
- Addelman, Sidney**, 1962a: Orthogonal Main-Effect Plans for Asymmetrical Factorial Experiments. In: Technometrics, 4, S. 21-46.
- Addelman, Sidney**, 1962b: Symmetrical and Asymmetrical Fractional Factorial Plans. In: Technometrics, 4, S. 47-57.
- Akaah, Ishmael**, 1991: Predictive Performance of Self-Explicated, Traditional Conjoint and Hybrid Conjoint Models under Alternative Data Collection Modes. In: Journal of the Academy of Marketing Science, 19, S. 309-314.
- Alpert, Mark I.**, 1971: Identification of Determinant Attributes: A Comparison of Methods. In: Journal of Marketing Research, S. 184-191.
- Alwin, Duane F. / Krosnick, Jon A.**, 1985: The Measurement of Values in Surveys: A Comparison of Ratings and Rankings. In: Public Opinion Quarterly, 49, S. 535-552.

American Marketing Association, 1992: Conjoint Analysis: A Guide for Designing and Interpreting Conjoint Studies. Chicago, Illinois: American Marketing Association.

Backhaus, Klaus / Erichson, Bernd / Plinke, Wulff / Weiber, Rolf, 1994: Multivariate Analysemethoden. Eine anwendungsorientierte Einführung. Siebte, vollständig überarbeitete und erweiterte Auflage. Berlin u.a.: Springer Verlag.

Backhaus, Klaus / Ewers, Hans-Jürgen / Büschken, Joachim / Fonger, Matthias, 1992: Marketingstrategien für den schienengebundenen Güterfernverkehr. Göttingen: Vandenhoeck und Ruprecht (Beiträge aus dem Institut für Verkehrswissenschaft an der Universität Münster; H. 126).

Bauer, Hans / Thomas, Uwe, 1984: Die Präferenzen von Arbeitnehmern gegenüber Tarifvertragskomponenten. Eine empirische Analyse mit Hilfe des Conjoint Measurement. In: Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, 3, S. 200-228.

Beck, Michael / Opp, Karl-Dieter, 2001: Der faktorielle Survey und die Messung von Normen. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 53, S. 283-306.

Behnke, Joachim, 1999: Räumliche Modelle der sachfragenorientierten Wahlentscheidung. Formale Analyse und empirische Untersuchungen der Determinanten ihrer Eignung zur Prognose der Parteienwahl. Hamburg: Dr. Kovac.

Benna, Ralf, 1998: Bedarfsorientiertes Filialbanking. Empirische Identifikation erforderlicher Leistungsstrukturen mit Hilfe der Conjoint-Analyse. Frankfurt am Main: Fritz Knapp Verlag (Schriftenreihe des Zentrums für Ertragsorientiertes Bankmanagement, Bd. 16).

Böcker, Franz, 1986: Präferenzforschung als Mittel marktorientierter Unternehmensführung. In: Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, 38, S. 543-574.

Bradley, R.A. / Terry, M.E., 1952: Rank Analysis of Incomplete Block Designs: I. The Method of Paired Comparisons. In: Biometrika, 39, S. 324-345.

Carmone, Frank J. / Green, Paul E. / Jain, Arun K., 1978: The Robustness of Conjoint Analysis: Some Monte Carlo Results. In: Journal of Marketing Research, 15, S. 300-303.

Carroll, J. Douglas, 1973: Models and algorithms for multidimensional scaling, conjoint measurement, and related techniques. In: **Green, Paul E. / Wind, Yoram** (Hrsg.): Multivariate decisions in marketing: A measurement approach. Hinsdale: The Dryden Press, S. 299-371.

Cattin, Philippe / Bliemel, Friedhelm, 1978: Metric vs. Nonmetric Procedures for Multiattribute Modelling: Some Simulation Results. In: Decision Sciences, 9, S. 472-480.

Cattin, Philippe / Wittink, Dick R., 1982: Commercial Use of Conjoint Analysis: a Survey. In: Journal of Marketing, 46, S.44-53.

Chapman, Randall G. / Bolton, Ruth N., 1985: Attribute Presentation Order Bias and Nonstationarity in Full Profile Conjoint Analysis Tasks. In: American Marketing Association (Hrsg.): American Marketing Association Educators' Proceedings. Chicago: AMA, S. 373-379.

Creyer, Elizabeth / Ross, William T., 1988: The Effect of Range-Frequency Manipulations on Conjoint Importance Weight Stability. In: Advances in Consumer Research, 15, S. 505-509.

Currim, Imram S. / Weinberg, Charles B. / Wittink, Dick R., 1981: Design of Subscription Programs for a Performing Art Series. In: Journal of Consumer Research, 8, S. 67-75.

Davidson, J.D., 1973: Forecasting Traffic on STOL. In: Operations Research Quarterly, 22, S. 561-569.

DeSarbo, Wayne S. / Wedel, Michel / Vriens, Marco / Ramaswamy, Venkatram, 1992: Latent Class Metric Conjoint Analysis. In: Marketing Letters, 6, S.137-147.

Dey, Aloke / Mukerjee, Rahul, 1999: Fractional Factorial Plans. New York u.a.: Wiley.

Diekmann, Andreas, 1982: Eine additiv verbundene Messung des Sozialprestiges. In: Zeitschrift für Sozialpsychologie, 13, S. 22-31.

- Dülmer, Hermann**, 2000: Argumente, Bildung und Moral. Eine empirische Untersuchung zu Kohlbergs Theorie des moralischen Urteils, Opladen: Leske+Budrich.
- Dülmer, Hermann**, 2001: Bildung und der Einfluss von Argumenten auf das moralische Urteil. Eine empirische Analyse zur moralischen Entwicklungstheorie Kohlbergs. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 53, 1-27.
- Green, Paul E.**, 1974: On the Design of Choice Experiments Involving Multiattribute Alternatives. In: Journal of Consumer Research, September 1974, S. 61-68.
- Green, Paul E.**, 1984: Hybrid Models for Conjoint Analysis: An Expository Review. In: Journal of Marketing Research, 21 (May), S. 155-159.
- Green, Paul E. / Krieger, Abba M.**, 1988: Choice Rules and Sensitivity Analysis in Conjoint Simulators. In: Journal of the Academy of Marketing Sciences, 16, S. 114-127.
- Green, Paul E. / Krieger, Abba M.**, 1991: Segmenting Markets with Conjoint Analysis. In: Journal of Marketing, 55, S.20-31.
- Green, Paul E. / Krieger, Abba M.**, 1996: Individualized Hybrid Models for Conjoint-Analysis. In: Management Science, 42, S. 850-867.
- Green, Paul E. / Rao, Vithala R.**, 1971: Conjoint Analysis for Quantifying Judgmental Data. In: Journal of Marketing Research, 13, S. 355-363.
- Green, Paul E. / Srinivasan, V.**, 1978: Conjoint Analysis in Consumer Research: Issues and Outlook. In: The Journal of Consumer Research, 5, S. 103-122.
- Green, Paul E. / Srinivasan, V.**, 1990: Conjoint Analysis in Marketing: New Developments with Implications for Research and Practice. In: Journal of Marketing, 54, no. 4, S. 3-19.
- Green, Paul E. / Tull, Donald S.**, 1982: Methoden und Techniken der Marktforschung. Stuttgart.
- Green Paul E. / Wind, Yoram**, 1975: New Way to Measure Consumers' Judgments. In: Harvard Business Review, 53, S. 107-117.
- Green, Paul E. / Goldberg, Stephen M / Montemayor, Mila**, 1981: A Hybrid Utility Estimation Model for Conjoint Analysis. In: Journal of Marketing, 45, S. 33-41.
- Green, Paul E. / Krieger, Abba M. / Agarwal, Manoj K.**, 1991: Adaptive Conjoint Analysis: Some Caveats and Suggestions. In: Journal of Marketing Research, 28 (May 1991), S. 215-222.
- Green, Paul E. / Krieger, Abba M. / Bansal, Pradeep**, 1988: Completely Unacceptable Levels in Conjoint Analysis: A Cautionary Note. In: Journal of Marketing Research, 25 (August), S. 293-300.
- Green, Paul E. / Tull, D.S. / Albaum, Gerald**, 1988: Research for Marketing Decisions. Fifth Edition. Prentice Hall: Englewood Cliffs.
- Gustafsson, Anders / Herrmann, Andreas / Huber, Frank**, 2000: Conjoint Analysis as an Instrument of Market Research Practice. In: **Gustafsson, Anders / Herrmann, Andreas / Huber, Frank** (Hrsg.): Conjoint Measurement. Methods and Application. Berlin u.a.: Springer, S. 5-45.
- Hahn, Christian**, 1997: Conjoint- und Discrete Choice-Analyse als Verfahren zur Abbildung von Präferenzstrukturen und Produktauswahlentscheidungen. Ein theoretischer und computergestützter empirischer Vergleich. Münster: Lit-Verlag (Betriebswirtschaftliche Schriftenreihe, Bd. 80).
- Hair, Joseph F. / Anderson, Rolph E. / Tatham, Ronald L. / Black, William C.**, 1995: Multivariate Data Analysis with Readings. Fourth Edition. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice Hall.
- Hauser, John R. / Shugan, J.M.**, 1980: Intensity Measures of Consumer Preference. In: operations research, 28, S. 278-320.
- Hauser, John R. / Urban, Glen L.**, 1977: A Normative Methodology for Modelling Consumer Response to Innovation. In: Operations Research, 25, S. 579-619.
- Herrmann, Andreas / Huber, Frank / Braunstein, Christine**, 1999: Wählerorientierte Positionierung von Politikern – Ergebnisse einer Untersuchung in Europa auf der Basis der Conjoint-Analyse. In: Der Markt, 38, S. 86-98.

- Howard, John A. / Sheth, Jadish N.**, 1969: The Theory of Buyer Behavior. New York.
- Huber, Joel**, 1975: Predicting preferences on Experimental Bundles of Attributes: A Comparison of Models. In: Journal of Marketing Research, 12, S. 290-297.
- Jain, Arun R. / Acito, Franklin / Malhorta, Naresh K. / Mahajan, Vijay**, 1979: A Comparison of Internal Validity of Alternative Parameter Estimation Methods in Decompositional Multiattribute Preference Models. In: Journal of Marketing Research, 16, S. 313-322.
- Jasny, Ralf**, 1993: Marktsimulationen mit Hilfe von Präferenzdaten zur kundenorientierten Planung von Vermögensanlageprodukten. München: VVF.
- Johnson, Richard M.**, 1974: Trade-Off Analysis of Consumer Values. In: Journal of Marketing Research, 11, S. 121-136.
- Johnson, Richard M.**, 1985: Adaptive Conjoint Analysis. In: Sawtooth Software Inc. (Hrsg.): Proceedings of the Sawtooth Software Conference on Perceptual Mapping, Conjoint Analysis and Computer Interviewing. Ketchum, ID: Sawtooth Software Inc., S. 253-265.
- Johnson, Richard M.**, 1991: Comment on "Adaptive Conjoint Analysis: Some Caveats and Suggestions". In: Journal of Marketing Research, 28, S. 223-225.
- Klein, Markus**, 2002a: Wählen als Akt expressiver Präferenzoffenbarung. Eine Anwendung der Conjoint-Analyse auf die Wahl zur Hamburger Bürgerschaft vom 21. September 1997. Frankfurt / New York: Peter Lang (Empirische und methodologische Beiträge zur Sozialwissenschaft, Bd. 20).
- Klein, Markus**, 2002b: Die Wahrnehmung und Bewertung von Wahlplattformen durch die Wähler. In: planung & analyse. Zeitschrift für Marktforschung und Marketing 29, S. 52-57.
- Krishnamurthi, Lakshman**, 1989: Conjoint-Models of Family Decision Making. In: International Journal of Research in Marketing, 5, S. 185-198.
- Krosnick, Jon A. / Alwin, Duane F.**, 1988: A test of the form-resistant correlation hypothesis. In: Public Opinion Quarterly, 52, S. 526-538.
- Kruskal, John B.**, 1965: Analysis of Factorial Experiments by Estimating Monotone Transformations of the Data. In: Journal of the Royal Statistical Society, 27 (Series B), S. 251-263.
- Kumar, V. / Gaeth, Gary J.**, 1991: Attribute Order and Product Familiarity Effects in Decision Tasks Using Conjoint Analysis. In: International Journal of Research in Marketing, 8, S. 113-124.
- Lancaster, Kelvin J.**, 1966: A New Approach to Consumer Theory. In: Journal of Political Economy, 74, S. 123-157.
- Lancaster, Kelvin J.**, 1971: Consumer Demand: A New Approach. New York: Wiley.
- Levy, M. J. / Webster, J. / Kerin, R.A.**, 1983: Formulating Push Strategies: A Method and Application. In: Journal of Marketing, 47 (Winter 1983), S. 25-34.
- Louviere, Jordan J.**, 1988: Analyzing Decision Making. Metric Conjoint Analysis. Beverly Hills (Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, Vol. 67).
- Louviere, Jordan J.**, 1994: Conjoint Analysis. In: **Bagozzi, Richard P.** (Hrsg.): Advanced Methods of Marketing Research. Cambridge/Massachusetts: Blackwell Publishers, S. 223-259.
- Louviere, Jordan J. / Woodworth, G.**, 1983: Design and Analysis of Simulated Consumer Choice or Allocation Experiments: An Approach Based on Aggregate Data. In: Journal of Marketing Research, 20 (November 1983), S.350-367.
- Luce, R. Duncan**, 1959: Individual Choice Behavior. New York: John Wiley & Sons.
- Luce, R. Duncan / Tukey, John W.**, 1964: Simultaneous Conjoint Measurement: A New Type of Fundamental Measurement. In: Journal of Mathematical Psychology, 1, S. 1-27.
- Mahajan, Vijay / Green, Paul E. / Goldberg, Stephen M.**, 1982: A conjoint model for measuring self- and cross-price/demand relationships. In: Journal of Marketing Research, 19, S. 334-342.

Malhotra, Naresh K., 1982: Information Overload and Consumer Decision Making. In: *Journal of Consumer Research*, 8, S. 419-430.

Mengen, Andreas, 1993: Konzeptgestaltung von Dienstleistungsprodukten. Eine Conjoint-Analyse im Luftfrachtmarkt unter Berücksichtigung der Qualitätsunsicherheit beim Dienstleistungskauf. Stuttgart: Schäffer-Poeschel.

Mevorach, Baruch, 1997: The business of elections. In: *Quality and Quantity*, 31, S. 325-335.

Montgomery, David B. / Wittink, Dick R., 1980: The Predictive Validity of Conjoint Analysis for Alternative Aggregation Schemes. In: **Montgomery, David B. / Wittink, Dick R.** (Hrsg.): *Market Measurement and Analysis. Proceedings of ORSA/TIMS Special Interest Conference*. Cambridge: Marketing Science Institute, S. 298-308.

Moore, William L., 1980: Levels of Aggregation in Conjoint Analysis: An Empirical Comparison. In: *Journal of Marketing Research*, 17, S. 516-523.

Myers, James H. / Alpert, Mark I., 1968: Determinant Bying Attributes: Meaning and Measurement. In: *Journal of Marketing*, 32, S. 13-20.

Nisbett, Richard E. / Wilson, Timothy D., 1977: Telling More Than We Know: Verbal Reports on Mental Processes. In: *Psychological Review*, 84, S. 231-259.

Page, Albert L. / Rosenbaum, Harold F., 1987: Redesigning Product Lines with Conjoint-Analysis: how Sunbeam does it. In: *Journal of Product Innovation Management*, 4, S. 120-137.

Perry, Jesko, 1996: Erhebungsdesign-Effekte bei der Conjoint-Analyse. In: *Marketing ZFP*, 18, S. 105-116.

Pessemier, E.A. / Burger, P. / Teach, R. / Tigert, D., 1971: Using Laboratory Brand Preference Scales to predict Consumer Brand Purchases. In: *Management Sciences*, 17, S. 371-385.

Reibstein, David, 1978: The Prediction of Individual Probabilities of Brand Choice. In: *Journal of Consumer Research*, 5, S. 163-168.

Reibstein, David / Bateson, John E. / Boulding, William, 1988: Conjoint Analysis Reliability: Empirical Findings. In: *Marketing Science*, 7, S. 271-286.

Russell, P.A. / Gray, C.D., 1994: Ranking or rating? Some data and their implications for the measurement of evaluative response. In: *British Journal of Psychology*, 85, S. 79-92.

Sawtooth Software, 1996: ACA System. Adaptive Conjoint Analysis Version 4.0. Sequim: Sawtooth Software, Inc.

Sawtooth Software, 1999a: CBC System for Choice-Based Conjoint Analysis. Sequim: Sawtooth Software, Inc.

Sawtooth Software, 1999b: CBC Latent Class Segmentation Module. Sequim: Sawtooth Software, Inc.

Sawtooth Software, 1999c: CBC/HB Module for Hierarchical Bayes Estimation. Sequim: Sawtooth Software, Inc.

Scharf, Andreas / Schubert, Bernd, 1996: Ermittlung und Vergleich hedonischer Produkterwartungen und Produkterlebnisse bei Nahrungs- und Genußmitteln. In: **Knoblich, Hans / Scharf, Andreas / Schubert, Bernd** (Hrsg.): *Geschmacksforschung. Marketing und Sensorik für Nahrungs- und Genußmittel*. München/Wien: R. Oldenbourg, S. 245-275

Schubert, Bernd, 1991: Entwicklung von Konzepten für Produktionsinnovationen mittels Conjointanalyse. Stuttgart: Poeschel.

Schweikl, Herbert, 1985: Computergestützt Präferenzanalyse mit individuell wichtigen Produktmerkmalen. Berlin: Duncker & Humblot.

Scott, Jerome E. / Wright, Peter, 1976: Modeling an Organizational Buyer's Product Evaluation Strategy: Validity and Procedural Considerations. In: *Journal of Marketing Research*, 13, S. 211-224.

- Shamir, Michal / Shamir, Jacob**, 1995: Competing Values in Public Opinion: A Conjoint Analysis. In: Political Behaviour, 17, S. 107-133.
- Slovic, Paul / Fleisser, Dan / Bauman, W. Scott**, 1972: Analyzing the Use of Information in Investment Decision Making: A Methodological Proposal. In: Journal of Business, 45, S. 283-301.
- Srinivasan, V. / Shocker, Allan D.**, 1973: Estimating the Weight for Multiple Attributes in a Composite Criterion Using Pairwise Judgments. In: Psychometrika, 38, S. 473-493.
- Stadie, Ekkehard**, 1998: Medial gestützte Limit Conjoint-Analyse als Innovationstest für technologische Basisinnovationen. Eine explorative Analyse. Münster: LIT-Verlag (Telekommunikation und Multimedia, Bd. 5).
- Stahl, Brent**, 1988: Conjoint Analysis by Telephone. In: Sawtooth Software Inc. (Hrsg.): Sawtooth Software Conference Proceedings. Ketchum, ID: Sawtooth Software Inc., S. 131-138.
- Stallmeier, Christian**, 1993: Die Bedeutung der Datenerhebungsmethode und des Untersuchungsdesigns für die Ergebnisstabilität der Conjoint-Analyse. Regensburg: S. Roderer Verlag.
- Steenkamp, Jan-Benedict / Wittink, Dick R.**, 1994: The Metric Quality of Full-Profile Judgments and the Number-of-Attribute-Levels-Effect in Conjoint Analysis. In: International Journal of Research in Marketing, 11, S. 275-286.
- Teichert, Thorsten**, 1999: Conjoint-Analyse. In: Herrmann, Andreas / Homburg, Christian (Hrsg.): Marktforschung: Methoden, Anwendungen, Praxisbeispiele. Wiesbaden: Gabler, S. 472-511.
- Tharp, Michael / Marks, Lawrence**, 1990: An Examination of the Effects of Attribute Order and Product Order Biases in Conjoint-Analysis. In: Advances in Consumer Research, 17, S. 563-570.
- Theuerkauf, Ingo**, 1989: Kundennutzenmessung mit Conjoint. In: Zeitschrift für Betriebswirtschaftslehre, 59, S.1179-1192.
- Tscheulin, Dieter K.**, 1991: Ein empirischer Vergleich der Eignung von Conjoint-Analyse und "Analytic Hierachy Process" (AHP) zur Neuproduktplanung. In: Zeitschrift für Betriebswirtschaftslehre, 61, S. 1267-1280.
- Tscheulin, Dieter K.**, 1992: Optimale Produktgestaltung. Erfolgsprognose mit Analytic Hierachy Process und Conjoint-Analyse. Wiesbaden: Gabler.
- Vriens, Marco**, 1995: Conjoint Analysis in Marketing. Developments in Stimulus Representation and Segmentation Methods. Capelle a/d Ijssel: Labyrinth Publication.
- Wedel, Michel / Kistemaker, Cor**, 1989: Consumer Benefit Segmentation Using Clusterwise Linear Regression. In: International Journal of Research in Marketing, 6, S. 241-258.
- Weisenfeld, Ursula**, 1989: Die Einflüsse von Verfahrensvariationen und der Art des Kaufentscheidungsprozesses auf die Reliabilität der Ergebnisse bei der Conjoint-Analyse. Berlin: Duncker & Humblot.
- Wittink, Dick R. / Cattin, Phillippe**, 1981: Alternative Estimation Methods for Conjoint Analysis: A Monte Carlo Study. In: Journal of Marketing Research, 18 (February), S. 101-106.
- Wittink, Dick R. / Cattin, Phillippe**, 1989: Commercial Use of Conjoint Analysis: An Update. In: Journal of Marketing, 53 (July 1989), S.91-96.
- Wittink, Dick R. / Krishnamurthi, Lakshman / Nutter, Julia B.**, 1982: Comparing Derived Importance Weights Across Attributes. In: Journal of Consumer Research, 8 (March 1982), S. 471-474.
- Wittink, Dick R. / Krishnamurthi, Lakshman / Reibstein, David J.**, 1990: The Effect of Differences in The Number of Attribute Levels on Conjoint Results. In: Marketing Letters 1 (no. 2), S. 113-123.
- Wittink, Dick R. / Vriens, Marco / Burhenne, Wim**, 1994: Commercial Use of Conjoint Analysis in Europe: Results and Critical Reflections. In: International Journal of Research in Marketing, 11, S. 41-52.
- Wübker, Georg**, 1998: Preisbündelung: Formen, Theorie, Messung und Umsetzung. Wiesbaden: Gabler (Neue betriebswirtschaftliche Forschung); Bd. 238).